pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Mémoire de thèse présenté pour l'obtention du titre de

DOCTEUR DE L'UNIVERSITE PARIS-EST

Spécialité : Sciences et Techniques de l'Environnement
Ecole Doctorale Sciences, Ingénierie et Environnement (SIE)

Analyse du transport solide en réseau d'assainissement unitaire par temps de pluie : exploitation de données acquises par les observatoires français en hydrologie urbaine

par

Ali HANNOUCHE

Soutenue le 23 novembre 2012 devant le jury composé de :

Sylvie BARRAUD	Rapporteur
José VAZQUEZ	Rapporteur
Julien NEMERY	Examinateur
Mathieu AHYERRE	Examinateur
Yves KOVACS	Membre invité
Ghassan CHEBBO	Directeur de thèse
Claude JOANNIS	Co-directeur de thèse

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

École des Ponts
ParisTech

UNIVERSITÉ PARIS-EST

Mémoire de thèse présenté pour l'obtention du titre de

DOCTEUR DE L'UNIVERSITE PARIS-EST

Spécialité : Sciences et Techniques de l'Environnement
Ecole Doctorale Sciences, Ingénierie et Environnement (SIE)

Analyse du transport solide en réseau d'assainissement unitaire par temps de pluie : exploitation de données acquises par les observatoires français en hydrologie urbaine

par

Ali HANNOUCHE

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

REMERCIEMENTS

Les pages de ce mémoire reflètent sans doute l'écho des nombreuses rencontres que j'ai eu la chance d'avoir pendant ces années de thèse. Je tiens à remercier ici toutes les personnes, qui, de près ou de loin, ont suivi mes évolutions.

Je souhaiterais tout d'abord remercier Monsieur Bruno TASSIN, Directeur du LEESU, grâce à qui cette thèse s'est déroulée dans les meilleures conditions. Sa bonne humeur et ses remarques pertinentes durant la première année de thèse et mes différentes présentations m'ont également aidé dans mon travail.

Un grand merci à mon directeur de thèse Monsieur Ghassan CHEBBO, directeur de recherche MEEDDAT et coordinateur du programme OPUR, et à mon co-directeur Monsieur Claude JOANNIS, Chef du Groupe Hydrologie et Assainissement à l'IFSTTAR-Nantes, qui m'ont accompagné pendant ces années de travail. Merci Ghassan pour tout et notamment pour tes qualités humaines et scientifiques. Je ne pourrai jamais oublier ta gentillesse, ta générosité, ton esprit de recherche et tes commentaires efficaces. Un grand merci de m'avoir donné la chance de faire cette thèse qui était loin de ma formation « Mécanique des structures » à la base. Claude, cela a été un grand plaisir de travailler avec toi. Nos éloignements sur le plan géographique n'ont jamais été des obstacles à un travail efficace, passionnant et enrichissant mais bien au contraire !

Ma gratitude va aussi à la société SEPIA Conseils pour la bourse CIFRE en partenariat avec l'ANRT que je remercie également. Je remercie Monsieur Yves KOVACS, PDG de SEPIA, pour sa confiance, sa gentillesse et ses conseils. Je remercie également Nathalie NGUYEN, assistante « sympathique » de direction à SEPIA, qui m'a facilité toutes les démarches administratives. Merci à tous les fonctionnaires de SEPIA pour les intéressantes discussions, leur gentillesse et leurs encouragements.

Je tiens à remercier chaleureusement l'ensemble des membres du jury : Madame Sylvie BARRAUD, Professeure à l'INSA de Lyon et Monsieur José VAZQUEZ, Professeur à l'ENGEES de Strasbourg, tous deux rapporteurs de ce travail, ainsi que Monsieur Mathieu AHYERRE, ingénieur d'études à la communauté urbaine de Bordeaux, et Monsieur Julien NEMERY, Maître de conférence à l'INPG de Grenoble, qui ont eux accepté leurs rôles

d'examinateur. Merci également à nouveau à Monsieur Yves KOVACS qui a accepté de juger mon travail en tant qu'invité.

Je remercie l'ensemble des partenaires opérationnels et financiers des trois observatoires français en hydrologie urbaine : OPUR à Paris, OTHU à Lyon et ONEVU à Nantes. Un grand merci à Messieurs Jean-Claude DEUTSCH et Jean-Luc BERTRAND KRAJEWSKI pour leurs remarques pertinentes durant les réunions de comité de thèse et les séminaires internes d'HURRBIS.

Merci à l'ensemble du personnel de la division Eau et Environnement de l'IFSTTAR Nantes, et en particulier à Gwénael, Michel, David, Frédérique, Eric et Nicolas.

Merci à Marjolaine Métadier de m'avoir fourni des données expérimentales sur le bassin d'Ecully à Lyon ainsi que pour les discussions constructives et enrichantes dans le cadre du travail de nos thèses. J'adresse également un merci à mon collègue Mathieu LEPOT qui a obtenu son doctorat dans le cadre de même programme de recherche.

Je tiens à adresser à nouveau mes remerciements à José VAZQUEZ et Sandra ISEL qui ont passé beaucoup du temps pour faire et interpréter les résultats de simulation du banc d'essai. Je remercie également les doctorants et les chercheurs de l'IMFS notamment Pascal Finaud-Guyout.

Un grand merci également à Madame Marie-Christine GROMAIRE, pour son aide et sa disponibilité, à Monsieur Bruno LEMAIRE pour son soutien et ses encouragements constants, à Mesdames Annick PIAZZA et Catherine CHARLEUX, pour leur aide administrative indispensable et surtout pour être des véritables amies, elles ont si souvent trouvé les mots justes pour m'encourager et me remonter le moral. La liste est encore longue et mes chaleureux remerciements vont à toute l'équipe du LEESU, grâce à qui une bonne humeur communicative règne dans le laboratoire. Les échanges et les conseils que m'ont apportés les uns et les autres ont contribué à rendre ces années particulièrement enrichissantes tant sur le plan amical que sur le plan scientifique.

Je remercie Monsieur Rafic ASAAD, mon ancien enseignant à la faculté de génie III, pour ses conseils, ses encouragements et son amitié.

Je remercie aussi mes collègues et amis de thèse pour les très nombreux bons moments que nous avons partagés à l'intérieur comme à l'extérieur du laboratoire. Je remercie

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

particulièrement Céline LACOUR pour son aide au début de la thèse. Merci à mes collègues du bureau pour l'ambiance chaleureuse et la bonne humeur qui règnent dans le bureau « P114 » : Sally ZGHEIB (qui j'ai partagé avec elle mon bureau durant la première année de thèse, merci pour ton amitié), Antoine VAN DE VOORDE (merci pour ton soutien et ta bonne humeur communicative), Darine GEARA, Marielle NAAH puis Zeinab MATAR (merci pour tes gentillesses et aussi bonne chance pour vous). Je pense également à: Ali FADEL, Youssef NOHRA, Mohammad SAAD, Hani EL ASAAD, Yacine MEZMATE, Abdul Amir SHAABAN, Mohammad RAMMAL… Merci à tous les chercheurs du LEESU que je n'aurai pas encore cités.

Je n'oublie pas les anciens doctorants du LEESU avec lesquelles j'ai partagé de très bons moments : Tuan, Ali, Guido, Solène,… Je tiens à remercier aussi mon ami Eddy El Tabbach et son épouse Loubna pour les intéressantes discussions, leur gentillesse et leurs encouragements.

Ensuite, un grand merci à mes amis en France (Mohammad Hamieh, Abdalla Hamieh, Rabih Damaj, Rimond Hamia, Nazem Chamaa, Dany Al Kass, Haysam Chafi, Lina Bouhaya, Mohamad Al Haj, Firas Sayed Ahmad, Mahdy Hamieh…) pour leur encouragement et leur soutien moral…simplement pour leur amitié.

Je remercie ma famille, mes parents, mes frères et mes sœurs qui m'ont permis de mener sans contrainte ces longues études et m'ont toujours soutenu et encouragé dans ce long parcours.

Enfin, je reserve les derniers mots de ces remerciments à ma fiancée DIMA, merci chérie de ton soutien permanent, ton écoute et ta patience tout au long de ces années.

A vous tous…

Ali

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Analyse du transport solide en réseau d'assainissement unitaire par temps de pluie : exploitation de données acquises par les observatoires français en hydrologie urbaine

RÉSUMÉ

Cette thèse valorise les données de mesure en continu de pluie de débit et de turbidité, ainsi que les bases de donnée de résultat d'analyse et les connaissances acquises dans le cadre des trois observatoires français en hydrologie urbaine, OPUR-Paris, OTHU-Lyon et ONEVU-Nantes, pour valider et améliorer les connaissances sur les flux et les sources de particules vectrices de contaminants, en réseaux d'assainissement unitaire.

Les données provenant de 6 sites expérimentaux drainés par un réseau d'assainissement unitaire ont été exploitées : Marais, Quais et Clichy à Paris, Cordon Bleu et Saint-Mihiel à Nantes et Écully à Lyon, avec sur chaque site des bases de données de longue durée qui ont permis des études statistiques sur des échantillons de plusieurs dizaines d'événements pluvieux et de journées de temps sec.

Cette thèse a permis :

- d'évaluer la représentativité de la turbidité pour analyser du transport solide en réseau ;
- d'analyser et de modéliser statistiquement les concentrations et les masses de particules à l'échelle événementielle ;
- d'étudier la dynamique des flux et des concentrations à l'échelle intra-événementielle.

Les résultats obtenus indiquent d'une part, que la turbidité permet de décrire les dynamiques intra-événementielles des flux et des concentrations à condition d'exprimer ceux-ci sous forme relative, normalisée par les valeurs moyennes événementielles. En revanche, ces valeurs événementielles sont attachées par des erreurs systématiques non négligeables induites par les variations inter-événementielles de la relation MES-Turbidité (intervalle de confiance de l'ordre de 30% de la moyenne).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Ils confirment d'autre part que la contribution des dépôts aux flux de temps de pluie est importante mais variable (entre 20 et 80% de la masse à l'exutoire selon l'événement), y compris sur un site réputé exempt de dépôts (grossiers). Autrement dit, les problématiques d'ensablement et de pollution de temps de pluie ne sont pas nécessairement liées. L'autre contribution majeure est celle des eaux usées « de temps sec ».

De plus, ils nous ont permis de progresser dans la compréhension des phénomènes de décalage temporel entre hydrogramme et pollutogramme et d'effet piston.

Mots clés

Réseau d'assainissement unitaire ; Turbidité, MES; Incertitudes ; Flux polluant; Modèle statistique ; Test statistique ; Monte-Carlo ; Homogénéité spatiale ; Analyse de variance ; Eaux de ruissellement ; Eaux usées ; Dépôts ; Onde de débit; Effet piston.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Analysis of solid transport in combined sewer network during wet weather: exploitation of data acquired by the French observatories in urban hydrology

ABSTRACT

This thesis exploits continuous measurement of rainfall, discharge and turbidity data and the knowledge acquired by three French observatories in urban hydrology, OPUR-Paris, OTHU-Lyon and ONEVU-Nantes, to validate and improve knowledge on suspended solids discharges and sources of particles, which are major vectors of contaminants in combined sewer systems.

Data from six experimental sites served by a combined sewer system were used: Marais, Quais and Clichy in Paris, Cordon Bleu and Saint-Mihiel in Nantes and Ecully in Lyon. At each site, a long duration databases enabled statistical studies on samples of several tens of rainfall events and dry weather days.

This thesis allowed:

- to assess the representativeness of turbidity to analyze sediments transport in network;
- to analyze and model concentrations and masses of particles at the scale of rain events;
- to study the dynamics of fluxes and concentrations at intra-event scale.

Results show that turbidity can describe the dynamics of intra-event fluxes and concentrations provided these are expressed in a relative form, normalized by the event mean values. However, these mean values are attached by significant systematic errors induced by variations of the inter-event TSS-turbidity relationship (95% confidence interval about 30% of average).

The contribution of sewer deposits to wet weather suspended solids discharges is important but variable (between 20 and 80% of the mass at the outlet depending on the event), including for a site allegedly free of (coarse) sewer deposits. In other words, the problems of silting and contribution from deposits to wet weather pollution are not necessarily related. The other major contribution is from “dry weather” wastewater.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

In addition, they we made some progress in understanding the lag-time phenomena between hydrograph and pollutograph and the piston effect.

Keywords

Combined sewer systems; TSS, Turbidity ; Uncertainties; Pollutant discharge ; Modelling ; Statistical test; Monte-Carlo; Spatial homogeneity; Variance analysis; Stormwater, Wastewater; Sewer deposit; Discharge wave; Celerity; Piston effect.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

SOMMAIRE

Remerciements 5
Résumé 9
Mots clés 10
Abstract 11
Keywords 12
Sommaire 13
Liste des figures 22
Liste des tableaux 29
Liste des annexes 31
INTRODUCTION GÉNÉRALE 33
PARTIE I 39
ÉTUDE BIBLIOGRAPHIQUE 39
CHAPITRE 1. 41
MESURE EN CONTINU DE LA TURBIDITE EN RÉSEAU D'ASSAINISSEMENT UNITAIRE 41
1 INTRODUCTION 41
2 MESURE DE LA TURBIDITÉ 42
2.1 Définition de la turbidité 42
2.2 Principe de mesure 43
2.3 Unités de mesure 44
2.4 Théorie de la turbidimétrie en atténuation 45
3 APPLICATION DE LA TURBIDIMÉTRIE AUX EFFLUENTS UNITAIRES 48
3.1 Mise en œuvre de la mesure de turbidité en réseau d'assainissement 48
3.2 Incertitudes 50
3.3 Calibration MES-Turbidité 51
3.3.1 Relations MES-Turbidité pour les effluents urbains 51
3.3.2 Etablissement de relations MES-Turbidité 52
3.3.3 Variabilité des relations MES-Turbidité 54
3.3.4 Précision des évaluations de MES obtenues à partir d'une relation MES-Turbidité 55
4 CONCLUSION ET PERSPECTIVES 56
CHAPITRE 2. 57
SOURCES, FLUX ET TRANSFERT DES MES EN RESEAU D'ASSAINISSEMENT UNITAIRE 57

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

1 INTRODUCTION 57
2 IMPORTANCE DES MES COMME VECTEUR DE CONTAMINANTS 59
3 LES ENTREES 60
3.1 Les retombées atmosphériques 60
3.2 Eaux de ruissellement 61
3.2.1 Ordre de grandeur de la concentration en MES 62
3.2.2 Variabilité intra-événementielle 63
3.2.3 Processus d'accumulation et d'entraînement et leurs modélisations 65
3.2.3.1 Accumulation des solides sur les surfaces urbaines 65
3.2.3.2 Entraînement sur la surface 67
3.2.3.3 Evaluation des modèles 68
3.3 Eaux usées 68
3.3.1 Eaux usées domestiques 68
3.3.2 Eaux industrielles et commerciales 69
3.4 Lavage des voiries 70
3.5 Entrées indirectes : les eaux parasites d'infiltration 70
4 STOCK DE DÉPÔTS EN RESEAU UNITAIRE 71
4.1 Typologie des dépôts du réseau d'assainissement 71
4.2 Localisation et dynamique de la couche organique 73
4.3 Modélisation du transport solide en réseau d'assainissement 75
5 SORTIES 76
5.1 Eaux usées de temps sec à l'exutoire des réseaux unitaires 76
5.1.1 Ordre des grandeurs 76
5.1.2 Variabilité inter et intra-journalière des débits et des flux des MES d'eaux usées 77
5.1.3 Modélisation des eaux usées de temps sec 78
5.2 Eaux unitaires de temps de pluie 79
5.2.1 Ordre de grandeur des concentrations et des flux des MES 79
5.2.2 Répartition au cours de l'événement pluvieux 80
5.2.2.1 Courbes M(V) 80
5.2.2.2 Position relative des pics de concentration et de débit 82
5.2.3 Modélisation de la qualité des rejets urbains de temps de pluie 82
5.2.3.1 Modèles statistiques 84
5.2.3.2 Modèles détaillés 85
5.2.4 Contribution des différentes sources à la pollution des effluents unitaires de temps de pluie 86
6 CONCLUSION 87
PARTIE II 89
SITES ET DONNÉES EXPÉRIMENTAUX 89
CHAPITRE 3. 91
SITES ET DONNÉES EXPÉRIMENTAUX 91
1 INTRODUCTION 91
2 HURRBIS 91
2.1 OPUR 92
2.2 OTHU 93

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.3 ONEVU **94**

3 SITES ET DONNÉES EXPÉRIMENTAUX ***94***

3.1 Sites Nantais : Cordon Bleu et Saint-Mihiel **97**
3.1.1 Description des sites 97
3.1.2 Base de données 98
3.1.3 Représentativité des sites CB et SM par rapport aux objectifs de la thèse 99

3.2 Sites Parisiens : Marais, Quais et Clichy **100**
3.2.1 Description des sites 100
3.2.2 Base de données 102
3.2.2.1 Mesure en continu: Quais et Clichy 102
3.2.2.1.1 Mesures pluviométriques 103
3.2.2.1.2 Découpage en événements pluvieux 104
3.2.2.1.3 Jours de temps sec identifiés 107
3.2.2.2 Eaux de ruissellement : Marais 108

3.3 Site Lyonnais : Ecully **110**
3.3.1 Description du site 110
3.3.2 Base de données utilisée 110

4 CONCLUSION ***112***

PARTIE III ***115***

REPRÉSENTATIVITÉ DE LA TURBIDITÉ POUR ANALYSER LE TRANSPORT SOLIDE DANS UN RÉSEAU D'ASSAINISSEMENT UNITAIRE ***115***

CHAPITRE 4. ..... ***117***

REPRÉSENTATIVITÉ DE LA TURBIDITÉ POUR ANALYSER LA CONCENTRATION EN MES ***117***

1 INTRODUCTION ***117***

2 VARIABILITÉ DU RAPPORT MES/TURBIDITÉ ***118***

2.1 Méthodologie générale **118**

2.2 Caractérisation globale de la variabilité du rapport a_{ij} **120**
2.2.1 Méthodologie 120
2.2.2 Résultats 121

2.3 Décomposition de la variabilité **123**
2.3.1 Méthodologie 124
2.3.2 Résultats 125

2.4 Tests statistiques **126**
2.4.1 Méthodologie 126
2.4.2 Résultats 127
2.4.2.1 Variabilité inter-site 127
2.4.2.2 Variabilité intrasite 127

2.5 Typologie statistique des événements **130**
2.5.1 Méthodologie 130
2.5.2 Résultats 130
2.5.2.1 Regroupement des événements 130
2.5.2.2 Facteurs explicatifs des groupes 133
2.5.2.2.1 Influence de l'intensité maximale de la pluie 133
2.5.2.2.2 Influence dur rapport DCO/MES 134

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3 CORRELATIONS MES-TURBIDITE 137

3.1 Pourquoi construire des relations MES-Turbidité 137

3.2 Comparaison de relations linéaires avec et sans terme constatnt 138

3.3 Variabilité des relations MES-Turbidité 141

4 CONCLUSION 142

CHAPITRE 5. 145

REPRÉSENTATIVITÉ DE LA TURBIDITÉ POUR ANALYSER LE FLUX DE MES TRANSPORTÉS PAR TEMPS DE PLUIE 145

1 INTRODUCTION 145

2 EVALUATION DES MASSES EVENEMENTIELLES À PARTIR DE MESURES EN CONTINU DE TURBIDITÉ 146

2.1 Propagation des erreurs à l'échelle intra-événementielle lors de l'utilisation d'une relation moyenne turbidité –MES 146

2.2 Méthodologie de calcul des incertitudes 149

2.2.1 Modélisation des erreurs d'estimations induites par l'utilisation d'une relation moyenne MES – turbidité 149

2.2.1.1 Choix d'un modèle 149

2.2.1.2 Loi lognormale 150

2.2.1.3 Distributions obtenues 150

2.2.2 Simulation 152

2.2.3 Données utilisées et notion de sites synthétiques 154

2.3 Résultats 155

3 REPRÉSENTATIVITÉ DE LA TURBIDITÉ POUR ANALYSER LA DYNAMIQUE DES FLUX DE MES À L'ÉCHELLE INTRA-ÉVÉNEMENTIELLE 157

3.1 Méthodes 157

3.1.1 Données utilisées 157

3.1.2 Calcul du débit et du flux des MES 158

3.1.3 Critère de comparaison 159

3.2 Résultats 160

4 CONCLUSION 162

PARTIE IV 165

CARACTÉRISATION ET MODÉLISATION STATISTIQUES DES VOLUMES, DES MASSES ET DES CONCENTRATIONS À L'EXUTOIRE DU BASSIN VERSANT PARISIEN PAR TEMPS DE PLUIE 165

CHAPITRE 6. 167

CARACTÉRISATION STATISTIQUE DES VOLUMES, DES MASSES ET DES CONCENTRATIONS À L'EXUTOIRE DES BASSINS VERSANTS DES QUAIS ET CLICHY A PARIS PAR TEMPS DE PLUIE 167

1 INTRODUCTION 167

2 METHODOLOGIE 168

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.1 Masse, volume et concentration **168**

2.2 Incertitudes associées **169**

2.3 Normalisation des volumes et des masses **171**

2.4 Tests statistiques utilisés **172**

3 RÉSULTATS ET DISCUSSION ***174***

3.1 Volume moyen événementiel **174**
3.1.1 Caractéristiques statistiques 174
3.1.2 Comparaison inter site : événements communs 176

3.2 Masse moyenne événementielle **180**
3.2.1 Caractéristiques statistiques 180
3.2.2 Comparaison inter site : événements communs 182

3.3 Concentration moyenne événementielle **184**
3.3.1 Caractéristiques statistiques 184
3.3.2 Comparaison inter site : événements communs 186

4 CONCLUSION ***190***

CHAPITRE 7. ..... ***193***

MODÉLISATION STATISTIQUE INTER ÉVÉNEMENTIELLES DES VOLUMES, DES MASSES ET DES CONCENTRATIONS ***193***

1 INTRODUCTION ***193***

2 MODÈLES DE DISTRIBUTION ***194***

2.1 Méthodologie **194**

2.2 Résultats obtenus **196**
2.2.1 Volume moyen événementiel 196
2.2.2 Masse moyenne événementielle 197
2.2.3 Concentration moyenne événementielle 198

3 MODÈLES ÉVÉNEMENTIELS MULTIVARIES ***202***

3.1 Méthodologie **202**
3.1.1 Modèles sélectionnés dans la bibliographie 203
3.1.2 Modèles construits spécifiquement 204
3.1.3 Calage des modèles 205

3.2 Résultats **206**
3.2.1 Test des modèles antérieurs M1 à M4 206
3.2.2 Modèles par sélection automatique (pas à pas) 210

3.3 Décomposition de la variance des masses et des flux **212**
3.3.1 Méthodologie 212
3.3.2 Résultats 216

4 CONCLUSION ***220***

PARTIE V ***223***

MODÉLISATION DES SOURCES DES FLUX À L'ÉCHELLE INTER-ÉVÉNEMENTIELLE ***223***

CHAPITRE 8. ..... ***225***

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

MODÉLISATION STOCHASTIQUE DE DEBIT ET DE FLUX DES EAUX USEES DE TEMPS SEC *225*

1 INTRODUCTION *225*

2 BASE DE DONNEES DE TEMPS SEC *226*

2.1 Description de la base de données **227**

2.2 Variabilité des volumes, des masses et des concentrations journaliers **228**

2.2.1 Variabilité totale sur la période d'étude 228
2.2.2 Variabilité calendaire et saisonnière 231
2.2.3 Conclusion 235

3 MODELES STATISTIQUES DES DEBITS ET DES FLUX DES TURBIDITE DES EAUX DE TEMPS SEC A CLICHY *235*

3.1 Principe de modélisation **235**

3.2 Variabilité de la répartition des débits et des flux dans une journée **237**

3.2.1 Hydrogrammes et pollutogrammes normalisés 237
3.2.2 Classification hiérarchique ascendante 240
3.2.2.1 Méthodes et outils de classification 240
3.2.2.2 Principe de la classification hiérarchique ascendante 240
3.2.2.3 Choix du niveau de coupure et interprétation 242
3.2.3 Résultats de la CHA 243
3.2.3.1 Écart-type moyen intraclasse 243
3.2.3.2 Classes obtenues 244
3.2.3.3 Courbes d'agglomérations par classe 245
3.2.3.4 Profils-types obtenus 246
3.2.3.5 Interprétation calendaire des deux classes majeures 246
3.2.3.6 Comparaison avec d'autres études 247
3.2.3.7 Conclusion 248
3.2.4 Modélisation de la variabilité intra-journées (v_{ij} et φ_{ij}) 248
3.2.4.1 Variabilité des débits normalisés et flux horaires relatifs par tranche horaire 248
3.2.4.2 Corrélation entre v_{ij} et φ_{ij} 250
3.2.4.3 Corrélation inter-tranche 250

3.3 Modélisation de la variabilité inter-journalière des volumes et des masses **254**

3.3.1 Distributions des débits minimaux journaliers Qmin 254
3.3.2 Distributions des masses et volumes journaliers 255

4 SIMULATION D'HYDROGRAMMES ET DE POLLUTOGRAMMES JOURNALIERS DE TEMPS SEC *258*

4.1 Impact des corrélations intrajournalières **258**

4.1.1 Flux en valeur absolue 258
4.1.2 Flux en valeur relatives 259
4.1.3 Conclusion 263

4.2 Tirage des nombres aléatoires corrélés : « Transformation de Nataf » **264**

4.3 Simulation d'une journée **265**

4.3.1 Tirage des valeurs intrajournalières (v_{ij} *et* φ_{ij}) 266
4.3.2 Tirage des valeurs interjournalières (Q_{min}, V_{SQmin}, Φ) 267

4.4 Vérification du modèle **267**

4.4.1 Efficacité de la transformation de Nataf à simuler les corrélations 267
4.4.2 Distribution des écarts par rapport à une journée de temps sec mesurée 268

4.5 Validation du modèle **269**

4.5.1 Distribution des flux 270
4.5.2 Comparaison avec l'approche (Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011a) 272

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

5 CONCLUSION 275

CHAPITRE 9. 277

MODÈLE DE CONCENTRATION MOYENNE ÉVÉNEMENTIELLE EN MES DES EAUX DE RUISSELLEMENT 277

1 INTRODUCTION 277

2 EAUX DE RUISSELLEMENT DU MARAIS 278

2.1 Caractéristiques statistiques des concentrations moyennes événementielles en MES par type de surfaces 278

2.2 Modélisation de C_{Ruiss} au Marais 279

2.3 Calcul de la concentration des eaux de ruissellement total C_{Ruiss} 283

2.4 Simulation de la concentration des eaux de ruissellement pour un bassin versant donné 284

2.4.1 Méthodologie 284

2.4.2 Validation pour site du Marais 285

2.5 Effet de la corrélation 287

2.6 Effet des incertitudes des coefficients a_i sur la concentration C_{Ruiss} 287

2.6.1 Méthodologie 287

2.6.2 Résultats 288

3 APPLICATION SUR LE SITE DE CLICHY 289

4 MODELE DERIVE SUR LE SITE D'ECULLY 290

5 CONCLUSION 291

CHAPITRE 10. 293

EVALUATION ET INTERPRÉTATION DE LA CONTRIBUTION DES DÉPÔTS DU RÉSEAU PAR TEMPS DE PLUIE 293

1 INTRODUCTION 293

2 ÉVALUATION DES TROIS SOURCES 294

2.1 Données utilisées 294

2.2 Bilan et simulation 294

2.2.1 Bilans hydraulique et massique sur le site de Clichy 296

2.2.1.1 Volume et masse mesurés à l'exutoire 296

2.2.1.2 Volume et masse des eaux usées 296

2.2.1.3 Volume et masse des eaux de ruissellement 297

a) Volume moyen événementiel d'eaux de ruissellement 297

b) Masse moyenne événementielle en MES dans les eaux de ruissellement 298

2.2.2 Bilans hydraulique et massique sur le site d'Ecully 298

2.2.3 Originalité et limite de la méthode utilisée 299

2.3 Résultats 299

2.3.1 Comparaison des volumes ruisselés estimés et des hauteurs précipitées 299

2.3.2 Vérification de $V_{2\ Ruiss}$ par la méthode de conductivité 300

2.3.3 Contribution de différentes sources aux volumes d'eaux 302

2.3.3.1 Un événement 302

2.3.3.2 Tous les événements 304

2.3.4 Contribution de différentes sources aux flux de MES 304

2.3.4.1 Un événement 304

2.3.4.2 Tous les événements 306

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

a) Contributions moyennes ... 306
b) Variabilité et incertitude sur les différentes contributions ... 307
2.3.5 Conclusion ... 310
2.3.6 Sensibilité de la contribution du réseau à Clichy ... 310
2.3.6.1 Effet des relations MES-Turbidité ... 311
2.3.6.2 Variations du flux d'eaux usées ... 313
2.3.6.3 Effet des erreurs systématiques ... 317
2.3.6.4 Conclusion ... 318
2.3.7 Interprétation en termes de localisation du stock sur le site de Clichy ... 318

3 LIEN ENTRE LES CONTRIBUTIONS DU RÉSEAU ET DES PARAMETRES DESCRIPTIFS DES EVENEMENTS PLUVIEUX ... 321

3.1 Paramètres descriptifs utilisés ... 321

3.2 Analyse monovariée ... 322
3.2.1 Corrélations avec les variables classiques ... 322
3.2.2 Effet de la définition de la durée antérieure de temps ... 323
3.2.3 Application à la reconstitution d'un bilan à l'échelle d'une année ... 325

3.3 Analyse en composantes principales (ACP) ... 327

4 CONCLUSION ... 328

PARTIE VI ... 331

ANALYSE DE LA DYNAMIQUE DE FLUX ET DU TRANSFERT DES MES À L'ÉCHELLE INTRA-ÉVÉNEMENTIELLE ... 331

CHAPITRE 11 ... 333

ANALYSE DES FLUX DE MES EN FONCTION DU DEBIT A L'INTÉRIEUR DE L'ÉVÉNEMENT PLUVIAL ... 333

1 INTRODUCTION ... 333

2 CONSTITUTION ET MOBILISATION DES STOCKS ... 333

2.1 Dynamique des flux pendant les phases de crue et de décrue ... 334

2.2 Analyse de configurations particulières d'événements ... 336
2.2.1 Evénements pluvieux avec des pics de débit successifs : ... 336
2.2.2 Evénements successifs, séparés par des durées de temps sec de plusieurs heures ... 338
2.2.3 Evénements semblables séparés par des durées de temps sec très différentes ... 340

3 TRANSFERTS COMPARES DES DEBITS ET DES TURBIDITES ... 341

3.1 Typologie des événements pluvieux ... 342

3.2 Application de la typologie aux sites des Quais et Clichy ... 343

3.3 Variables explicatives des différents groupes ... 345

4 CONCLUSION ... 346

CHAPITRE 12 ... 349

ETUDE DES MÉCANISMES HYDRAULIQUES DE TRANSFERT DE CONTAMINANTS DANS UN COLLECTEUR D'ASSAINISSEMENT UNITAIRE ... 349

1 INTRODUCTION ... 349

2 CAS ÉTUDIÉ ... 349

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3 MODELISATION 351

3.1 Equations 351
3.1.1 Hydraulique 351
3.1.2 Advection 352

3.2 Implémentation 352
3.2.1 Schéma numérique utilisé dans le modèle hydrodynamique 352
3.2.2 Discrétisation 353

3.3 Exemple de résultats 353

4 PHÉNOMÈNES MIS EN ÉVIDENCE PAR LES SIMULATIONS 354

4.1 Différences de temps de transfert 354

4.2 Effet piston 355

5 ETUDE DE SENSIBILITÉ 357

5.1 Méthode 357
5.1.1 Paramètres 358
5.1.2 Facteur de décalage temporel 360
5.1.3 Facteurs explicatifs 361
5.1.4 Variation des facteurs avec les paramètres des simulations 363
5.1.4.1 Nombre de Froude de l'écoulement initial 363
5.1.4.2 Rapport des vitesses min et max 363

5.2 Résultats et discussions 364
5.2.1 Temps de transfert 364
5.2.2 Influence de la distance 366
5.2.3 Valeur prédictive de Idp 367
5.2.4 Simulations à pente variable 367
5.2.5 Simulations à pente fixe et débits variables 370
5.2.5.1 Influence du facteur α rapport des vitesses min et max 370
5.2.5.2 Influence conjointe de α et de Fr 370
5.2.5.3 Influence de la vitesse de montée de l'hydrogramme et du débit injecté 371

5.3 Synthèse 373

6 CONCLUSION 374

CONCLUSIONS GENERALES ET PERSPECTIVES 377

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES 385

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

LISTE DES FIGURES

Figure 1 : Schéma de la diffusion et de l'atténuation d'un rayon lumineux par une particule d'après (NF EN ISO 7027, 2000) (Ω_0 est l'angle d'ouverture) 43
Figure 2 : Répartition angulaire de la lumière diffusée pour différents rapports d_P/λ (Bertrand-Krajewski *et al.*, 2000) 46
Figure 3 : image 2D d'un bloc en suspension par temps sec: (a) (Houhou, 2009), (b) (Maréchal, 2000)..... 51
Figure 4 : Relations MES-Turbidité pour trois échantillons dilués pour différentes classes granulométriques (Marechal, 2000) 52
Figure 5 : suivi comparatif de l'évolution de la turbidité d'échantillons placés au réfrigérateur ou conservés à température ambiante (en pointillés, les écarts types mesurés) (Marechal, 2000)..... 53
Figure 6 : Sources de polluants des RUTP (inspiré de (Ahyerre, 1999))..... 58
Figure 7 : LogKow des polluants observés dans les eaux urbaines (Zgheib, 2009) 60
Figure 8 : Principales entrées dans le réseau d'assainissement unitaire (source : (Kafi-Benyahia, 2006)). 61
Figure 9 : boîtes à moustaches de la base de données américaine NQSD pour la concentration en MES des eaux de ruissellement par occupation du sol (entre 133 et 977 événements pluvieux) (EPA, 2005)..... 63
Figure 10 : répartition de la masse de MES au cours de l'événement à Lund et à Miljakovac (Deletic, 1998) 63
Figure 11 : exemple de courbes flux-débit pour les eaux de ruissellement de voiries de deux événements pluvieux au Marais (Gromaire-Mertz, 1998)..... 64
Figure 12 : Les différents modèles d'accumulation (les chiffres sont à titre indicatif) 66
Figure 13 : différents types de dépôts en réseau d'assainissement unitaire (Gasperi, 2006)..... 72
Figure 14 : Vue en coupe de l'interface eau-sédiment (Ahyerre, 1999)..... 73
Figure 15 : Erosion des dépôts lors d'injections artificielles d'eau (Ahyerre, 1999) 74
Figure 16 : modèles de flux d'eau et de MES par temps de pluie en fonction du niveau de complexité 83
Figure 17 : vue schématique des principaux phénomènes pour la modélisation de la qualité des eaux pluviales en réseau d'assainissement unitaire..... 83
Figure 18 : (a) : Distribution de la concentration moyenne calculée sur 5 événements tirés aléatoirement, et (b) : IC95 en fonction du nombre d'événements utilisé (Mourad, 2005)..... 84
Figure 19 : Thématiques de recherche communes ou spécifiques aux différents observatoires d'URBIS (Allenvi.fr, 2011)..... 92
Figure 20 : Localisations des sites expérimentaux de Cordon Bleu et Saint-Mihiel sur le réseau d'assainissement de la ville de Nantes 98
Figure 21 : Géométrie du collecteur de CB..... 98
Figure 22 : Bassins versants de l'OPUR (phase 2) 101
Figure 23 : Collecteur de Quais à gauche, collecteur de Clichy à droite..... 102
Figure 24 : Schéma d'implantation des sondes de turbidité sur les sites des Quais et de Clichy (Lacour, 2009; Hannouche A., 2010)..... 103
Figure 25 : localisation des pluviomètres enregistreurs..... 104
Figure 26 : Illustration de la méthode d'identification des événements à Clichy pour les événements de 15 et 16 février 2006 à l'aide des chroniques de débit et de conductivité 105
Figure 27 : Exemple des chroniques de débits, turbidités, flux de turbidités et conductivité pour la période du 01/01/2006 au 28/02/2006 à Clichy..... 108
Figure 28 : Vue aérienne du bassin versant d'Ecully..... 111
Figure 29 : Méthodologie d'analyse de la variabilité du rapport a_{ij}..... 119
Figure 30 : illustration de la boîte à moustaches de Tukey d'une population de valeurs *X* 120
Figure 31 : | (a) : Boîtes à moustaches du rapport aij à SM et CB par temps sec et temps de pluie ; (b), (c), (d) : Relations entre la concentration en MES et la turbidité à CB et à SM par temps sec et par temps de pluie. (Les différents symboles représentent les différents événements) 122
Figure 32 : pourcentage de la variabilité inter-groupe et intra-groupe par rapport à la variabilité totale dans le groupe (TS : temps sec, TP : temps de pluie, CB : Cordon Bleu, SM : Saint-Mihiel). Le rapport d'inertie *RI* est égal à la partie basse de chaque colonne..... 125
Figure 33 : Le risque de rejeter l'hypothèse nulle H_0 sachant qu'elle est vraie et la *valeur p* illustrés sur la distribution de la distance du test. 126
Figure 34 : Représentation sous forme de boîtes à moustaches des rapports a_{ij} par journée de temps sec à Cordon Bleu (CB) et Saint-Mihiel (SM)..... 128

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Figure 35 : a_{ij} en fonction de l'heure de la journée par temps sec à Cordon Bleu (CB) et Saint-Mihiel (SM) 128
Figure 36 : illustration de la variabilité intra et inter-événementielle sous forme de boîtes à moustaches du rapport a_{ij} par temps de pluie pour 10 événements pluvieux à CB et SM..... 129
Figure 37 : Boîtes à moustaches des groupes des événements pluvieux obtenus par le test de Tukey HSD à CB et SM..... 131
Figure 38 : Couples (*T, MES*) des groupes identifiés à CB par temps de pluie et ceux par temps sec ainsi que leurs relations linéaires..... 132
Figure 39 : Couples (*T, MES*) des groupes identifiés à SM par temps de pluie et ceux par temps sec ainsi que leurs relations linéaires..... 132
Figure 40 : a_{ij} de chaque groupe échantillonné à CB et SM en fonction de l'intensité horaire maximale de la pluie, station Gohards (chaque groupe des points vertical est un événement pluvieux) (+ le temps sec TS) 134
Figure 41 : rapport a_{ij} en fonction du rapport DCO/MES pour chaque groupe 135
Figure 42 : Moyenne du rapport a_{ij} de chaque groupe en fonction de la boîte à moustaches du rapport (DCO/MES) des événements de groupes dont on dispose de mesure de DCO_t..... 135
Figure 43 : Exemples de relations MES-turbidité ajustées sur des valeurs expérimentales et variations des ratios MES/turbidité impliquées par ces relations..... 137
Figure 44 : Relations entre la concentration en MES et la turbidité à CB et à SM par temps sec et par temps de pluie. (Les différents symboles représentent les différents événements et campagnes) 139
Figure 45 : Intervalle de Confiance à 95% de l'ordonnée à l'origine b du modèle linéaire par temps de pluie pour les événements dont le nombre d'échantillons est supérieur à 4..... 140
Figure 46 : Corrélation ρ entre les résidus impliquée par la relation par site et la turbidité pour l'événement 26 échantillonné à Cordon Bleu..... 148
Figure 47 : Coefficient de corrélation entre ε et T 149
Figure 48 : à gauche : fonction de répartition empirique contre fonction de répartition théorique de la loi lognormale ajustée ; à droite : Distribution empirique et distribution théorique de la loi lognormale ajustée, de haut en bas : CB, SM et les deux sites ensemble..... 151
Figure 49 : Méthodologie d'évaluation de flux de MES 153
Figure 50 : Comparaison de la masse moyenne événementielle estimée par deux méthodes : méthode 1 : une droite moyenne pour tous les événements pluvieux ; méthode 2 : distribution des relations MES-Turbidité (MES=aT)..... 156
Figure 51 : Valeur moyenne de la masse moyenne événementielle estimée sur les deux sites parisiens Quais et Clichy par deux méthodes 1 et 2..... 156
Figure 52 : Coefficient de variation de la masse moyenne événementielle estimée sur les deux sites parisiens Quais et Clichy par deux méthodes 1 et 2..... 157
Figure 53 : Débit de Manning-Strickler sur le site de Cordon Bleu 158
Figure 54 : Boîtes à moustaches présentant les valeurs du critère de Nash-Sutcliffe calculé sur les valeurs absolues de flux pour comparer les flux évalués à partir d'analyses de MES et estimés à partir de la turbidité pour le site de CB en utilisant une relation moyenne MES-Turbidité forcée ou non par l'origine..... 160
Figure 55 : Comparaison entre flux mesuré et flux estimé à partir de la turbidité en utilisant les différentes relations MES-Turbidité pour l'événement 20 à CB..... 160
Figure 56 : Pollutogramme mesuré et estimé de flux de MES pour l'événement de 20/02/2002 (17) à CB161
Figure 57 : Relation moyenne MES-Turbidité à CB et la relation MES-Turbidité de l'événement 17..... 161
Figure 58 : Boîtes à moustaches présentant les valeurs du critère de Nash-Sutcliffe calculé sur les valeurs de flux transportés au flux moyen pour comparer les flux relatifs évalués à partir d'analyses de MES et les estimés à partir de la turbidité pour le site de CB en utilisant une relation moyenne MES-Turbidité forcée ou non par l'origine..... 162
Figure 59 : Résumé des principales étapes du calcul d'incertitudes par Monte Carlo : erreurs successives aléatoires (ρ=0, n=1000)..... 170
Figure 60 : Corrélation entre les valeurs successives d'un signal débit et turbidité pour les chroniques de 88 événements pluvieux de à Clichy 171
Figure 61 : (a) & (b) : Illustration de la de domaines de rejet ($\overline{W}$) et d'acceptation (W) de l'hypothèse nulle H_0 au seuil α (T correspond à la statistique du test) ; (c) & (d) illustration de la probabilité du risque de première espèce (α) et seconde espèce (β ou puissance du test=1- β) pour une moyenne $\overline{X}$ normalement distribuée..... 173
Figure 62 : Volumes moyens événementiels par hectare imperméabilisé sur les deux bassins versants : (a) Boîtes à moustaches ; (b) : Fonctions de répartition..... 175

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Figure 63 : Incertitudes sur les valeurs événementielles de volumes sur les deux bassins versants de Quais et Clichy, (a) & (b) : Erreur aléatoire ; (c) & (d) : Erreur systématique..... 176
Figure 64 : Comparaison des volumes moyens événementiels pour les événements communs sur les deux sites des Quais et du Clichy 177
Figure 65 : Distribution empirique et ajusté (densité (a) et fonction de répartition (b)) de la variable différence de volume *X*..... 177
Figure 66 : Courbe puissance (1-β) et courbe d'efficacité (β) du test pour le volume sous l'hypothèse H_1 : $\mu = \xi \times s$ 179
Figure 67 : Masses moyennes événementielles par hectare imperméabilisé sur les deux bassins versants : (a) Boîtes à moustaches ; (b) : Fonctions de répartition 181
Figure 68 : Pluie du 24/03/2006 aux exutoires du bassin versant des Quais et du celui de Clichy..... 181
Figure 69 : Incertitudes sur les valeurs événementielles de masses sur les deux bassins versants de Quais et Clichy, (a) & (b) : Erreur aléatoire ; (c) & (d) : Erreur systématique..... 182
Figure 70: Comparaison des masses moyennes événementielles pour les événements communs sur les deux sites des Quais et du Clichy 183
Figure 71: Distribution empirique et ajusté (densité (a) et fonction de répartition (b)) de la variable différence de masse Y..... 184
Figure 72: Courbe puissance (1-β) et courbe d'efficacité (β) pour la masse sous l'hypothèse H_1 : $\mu = \xi \times s$ 184
Figure 73: Concentrations (Turbidités) moyennes événementielles sur les deux bassins versants : (a) Boîtes à moustaches ; (b) : Fonctions de répartition 185
Figure 74: Incertitudes sur les valeurs événementielles de concentrations sur les deux bassins versants de Quais et Clichy, (a) & (b) : Erreur aléatoire ; (c) & (d) : Erreur systématique..... 186
Figure 75: Comparaison des concentrations moyennes événementielles pour les événements communs sur les deux sites des Quais et du Clichy..... 187
Figure 76: Distribution empirique et ajusté (densité (a) et fonction de répartition (b)) de la variable différence de concentration $Z=C_{Clichy}-C_{Quais}$..... 187
Figure 77: Courbe puissance (1-β) et courbe d'efficacité (β) pour la concentration sous l'hypothèse H_1 : $\mu = \xi \times s$ 188
Figure 78: Probabilité d'accepter de l'hypothèse nulle en fonction du nombre d'événements *n* 189
Figure 79: Groupe des événements communs où on accepte l'hypothèse d'homogénéité spatiale des concentrations pour les événements communs sur les deux sites (groupe bleu)..... 189
Figure 80: Comparaison des masses et des volumes moyens événementiels pour les événements communs sur les deux sites des Quais et du Clichy pour le groupe de turbidité >300 FAU à Quais 190
Figure 81 : Densités de probabilité pour la loi lognormale *LN* (μ=0 ; σ=1) 195
Figure 82 : Distributions théorique et empirique du volume par hectare imperméabilisé sur les deux sites ((a) Quais ; (b) Clichy) 197
Figure 83 : Distributions théorique et empirique de la masse par hectare imperméabilisé sur les deux sites ((a) Quais ; (b) Clichy) 198
Figure 84 : Distributions théorique et empirique de la concentration moyenne événementielle sur les deux sites 199
Figure 85 : Histogramme de la concentration moyenne événementielle en MES à Ecully, échelle logarithmique (Métadier and Bertrand-Krajewski, 2011) 200
Figure 86 : Distribution et fonctions de répartition théorique et empirique de la concentration moyenne événementielle à Ecully..... 201
Figure 87 : Résultats pour les 4 modèles M1 à M4 ; calage sur la totalité des données par la méthode MCO site des Quais 207
Figure 88 : Résultats pour les 4 modèles M1 à M4 ; calage sur la totalité des données par la méthode MCO site des Clichy 208
Figure 89 : (a) & (b) : Résultats de prédictions des concentrations moyennes événementielles à partir du modèles M4 aux sites de Quais et de Clichy ; (c) & (d) : Résultats de prédictions des masses moyennes événementielles à partir du modèles M1 aux sites de Quais et de Clichy..... 209
Figure 90 : Masse moyenne événementielle à Clichy en fonction du volume total de l'événement et des variables (H_p, D_p) qui contrôlent ce volume..... 209
Figure 91 : Moyennes et variations des trois variables (exemple événement 10) 213
Figure 92 : Interprétation géométrique de la décomposition du coefficient de variation du flux..... 214
Figure 93 : Interprétation géométrique des contributions au coefficient de variation du flux en absence de corrélation entre débit et concentration..... 215

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Figure 94 : Généralisation de l'interprétation géométrique des contributions au coefficient de variation de la masse événementielle 216
Figure 95 : Décomposition de variance inter-événementielle des masses à Quais et Clichy selon la méthode de projection proposée dans ce travail et selon la méthode classique de décomposition de la variance 217
Figure 96: Contributions relatives des coefficients de variation du débit (contribution directe + corrélation débit turbidité) et de la turbidité aux carrés des coefficients de variation intra-événementiels du flux a) par la méthode de projection proposée dans ce travail b) par la méthode classique de décomposition de la variance 218
Figure 97 : Contributions absolues aux carrés des coefficients de variation intra-événementiels du flux calculées par la méthode de projection proposée dans ce travail..... 218
Figure 98 : Détail des contributions relatives aux carrés des coefficients de variation intra-événementiels du flux 219
Figure 99 : (a) Comparaison sous la forme de boîtes à moustaches de la variabilité des moyennes journalières par EHN de temps sec de volume, de masse et de turbidité (FAU) calculés sur toute la période ; (b) comparaisons des jours communs sur les deux sites Quais et Clichy 230
Figure 100 : Probabilité d'accepter de l'hypothèse nulle d'homogénéité des concentrations moyennes entre les deux sites en fonction du nombre de jours communs *n* (*cf. chapitre 6*)..... 231
Figure 101 : Variabilité saisonnière des valeurs moyennes journalières de volume, de masse et de turbidité sur les deux sites des Quais et Clichy..... 232
Figure 102 : Effet de l'usine de pompage sur le signal du débit, de turbidité et du flux à Quais et Clichy233
Figure 103 : Boîtes à moustaches des débits minimums nocturnes à Clichy en fonction : (a) de la saison et type des jours (ouvrables, fériés). (b) en fonction de la saison 234
Figure 104 : Variation de débits horaires (h_1, h_6, h_{12} et h_{18}) en fonction du débit moyen journalier à Clichy 234
Figure 105 : Variation du débit et du flux de turbidité minimum nocturne en fonction des jours (ordre chronologique) (filtre moyen de 5 min) 236
Figure 106 : Principe de construction des débits horaires relatifs pour une journée..... 238
Figure 107 : Variabilité interjournalière et intrajournalière de débits horaires relatifs et de flux horaires relatifs à Clichy..... 239
Figure 108 : Le dendrogramme et la typologie pour un niveau de coupure 241
Figure 109 : Illustration du calcul de l'écart-type intraclasse; σ_{ik}^{*} est l'écart-type des débits ou flux relatifs de la tranche horaire k des jours de la classe i. 242
Figure 110 : Evolution des écarts-types intraclasse de flux et du débit à différente niveau de coupure ... 243
Figure 111 : Exemple de perturbation du signale de débit et celui de turbidité..... 245
Figure 112 : Courbes d'agglomérations des distances euclidiennes quadratiques pour le débit et le flux relatifs (sans unités) 245
Figure 113 : Profils-types de deux classes obtenues pour le débit et le flux et pour les trois niveaux de coupure choisis 246
Figure 114 : Boîtes à moustaches des débits horaires relatifs pour les deux classes obtenues 249
Figure 115 : Boîtes à moustaches des flux horaires relatifs pour les deux classes obtenues..... 249
Figure 116 : Corrélations inter-tranches des écarts des débits horaires relatifs par rapport aux profils moyens entre 0h et 8h du matin pour les deux classes obtenues 252
Figure 117 : Corrélations inter-tranches des écarts des flux horaires relatifs par rapport aux profils moyens entre 0h et 8h du matin pour les deux classes obtenu 253
Figure 118 : Lois normales ajustées pour les débits minimums nocturnes par saison..... 255
Figure 119 : Lois normales ajustées pour les volumes journaliers sans débit minimum nocturne par saison et par type de jour (JF : jours fériés et JF : jours ouvrables) 257
Figure 120 : Lois normales ajustées pour les masses moyennes journalières par saison et par type de jour (JF : jours fériés et JF : jours ouvrables)..... 257
Figure 121 : Illustration de la corrélation entre le débit minimum nocturne Q_{min} et le volume V_{SQmin} pour les jours fériés et ouvrables en Automne (R^2 est le coefficient de corrélation du modèle linéaire et ρ est la corrélation entre V_{SQmin} et Q_{min}) 257
Figure 122 : Illustration de la corrélation entre le débit minimum nocturne Q_{min} et la masse journalière *M* pour les jours fériés en hiver et en été 258
Figure 123 : Contribution de chacun de terme à la variance des flux horaires absolus 261
Figure 124 : Contribution de combinaison des termes sur la variance des flux horaires absolus 261
Figure 125 : Méthodologie de calcul de la variance de masse, les différentes flèches indiquent les différentes covariances à prendre en compte dans le calcul de la variance de la masse journalière Φ 262

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Figure 126 : Contribution de chaque terme sur la variance de la masse journalière σ^2_Φ 263
Figure 127 : méthodologie de tirage d'un jour de temps sec pour une saison et un type des jours donnés 266
Figure 128 : Capacité de la transformation de Nataf à prédire le coefficient de corrélation : (a) corrélation entre flux et volume horaire pour chaque tranche, (b) corrélation entre les tranches pour les écarts du profil flux (*les différents points représentent les heures, les points bleus représentent l'heure 24*).. 268
Figure 129 : vérifications du biais par rapport à la journée centrale de la classe 2 (vendredi 31/03/2006) 269
Figure 130 : Comparaison de boîtes à moustaches des distributions des flux moyens générés par le modèle (Simu) aux celles des journées réelles (Reel) à différents pas de temps 1h, 3h, 6h, 12h et 24h. (a) : débit ; (b) : masse 270
Figure 131 : Evénement du 30/04/2006 ainsi que les signaux de temps sec simulés et réels 271
Figure 132 : Comparaison des flux des eaux usées réels et estimés par le modèle pour l'événement du 30/04/2006 272
Figure 133 : Ajustement de signaux pour l'événement 30/04/2006. Pour la méthode *M1*, nous avons tracé quelques jours, pour la méthode M2, le signal de référence +IC95 sont illustrés 274
Figure 134 : Comparaison de deux méthodes d'évaluation de la contribution des eaux usées à la masse et au volume de l'événement du 30/04/2006 275
Figure 135 : Boîtes à moustaches des concentrations moyennes événementielles des eaux de ruissellement par type de surfaces pour les 31 événements pluvieux observés sur le site du Marais..... 279
Figure 136 : Corrélation entre les concentrations C_{Ruiss} pour différentes types de surfaces pour les mêmes événements pluvieux 279
Figure 137 : à Gauche : Test de log normalité des distributions de valeurs de concentrations moyennes par type de surface sur le site du Marais ; à droite : fonctions de répartition de concentrations moyennes empirique et ajustée par type de surface pour le site du Marais 281
Figure 138 : Concentration des eaux de ruissellement total simulée sur le site du Marais à partir des trois types de surfaces..... 284
Figure 139 : boîtes à moustaches et distributions empiriques observée et simulée ainsi que la distribution Lognormale ajustée de la concentration moyenne événementielle des eaux de ruissellement sur le site du Marais..... 286
Figure 140 : Effet de non prise en compte de la corrélation observée entre les concentrations en MES par type de surface sur l'estimation de la concentration en MES des eaux de ruissellement..... 287
Figure 141 : Effet des incertitudes des coefficients a_i sur l'estimation de la concentration en MES des eaux de ruissellement au site du Marais. Cv est le coefficient de variation des distributions des coefficients a_2 et a_2..... 288
Figure 142 : boîtes à moustaches et distributions simulées et ajustées de la concentration moyenne événementielle en MES des eaux de ruissellement sur les sites de Clichy 289
Figure 143 : Modèle statistique du site d'Ecully dérivé de celui du site du Marais pour tout type de surface 291
Figure 144 :Méthode de calcul bilan massique entrée – sortie..... 295
Figure 145 : Relation entre $V_{1\ Ruiss}$ le volume estimé à partir de la hauteur précipité *H* et $V_{2\ Ruiss}$ le volume estimé à partir d'un bilan à l'exutoire sur le site de Clichy et sur le site d'Ecully 300
Figure 146 : Proportions V_{EU}/V_{exut} des événements pluvieux estimées par deux méthodes : bilan hydraulique à l'exutoire et méthode de conductivité (les barres représentent les IC95% calculés par la méthode de Monte Carlo)..... 302
Figure 147 : Bilans de volume pour l'événement 01/01/2006 au site de Clichy (a) et l'événement 2/4/2008 au site d'Ecully 303
Figure 148 : Contribution en somme, des eaux usées et des eaux de ruissellement au volume total : (a) et (b) à l'échelle de l'événement à Clichy et Ecully respectivement (triés par ordre croissant), (c) Boîtes à moustaches de contributions moyennes événementielles ; (d) à l'échelle de tous les événements ; Les barres représentent les IC95% 303
Figure 149 : (a) (b) : Bilan massique pour les deux approches *A1* et *A2* de calcul de la masse totale pour l'événement 01/01/2006 au site de Clichy ; (c) et (d) : pourcentage de contribution de chaque source à la masse totale de cet événement calculée par deux approches..... 304
Figure 150 : (a) : Bilan massique pour l'événement 02/04/2008 au site d'Ecully ; (b) et pourcentage de contribution de chaque source à la masse totale de cet événement..... 305
Figure 151 : Boîtes à moustaches de contribution moyenne de chaque source à la masse totale des événements pluvieux à Clichy calculée par deux approches et des événements pluvieux du site d'Ecully 306

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Figure 152 : (a) : Pourcentage de contribution de chaque source à la masse totale des événements pluvieux à Clichy pour l'approche *A1* (Relation unique MES-Turbidité à partir des données aux sites de CB et SM) ; (b), (c) et (d) : pourcentage de contribution de chaque source classé par ordre croissant de contribution (moyenne ± IC95%) ... 307
Figure 153 : (a) : Pourcentage de contribution de chaque source à la masse totale des événements pluvieux à Clichy pour l'approche *A2* (Relation MES-Turbidité variable à partir des données aux sites de CB et SM) ; (b), (c) et (d) : pourcentage de contribution de chaque source classé par ordre croissant de contribution (moyenne ± IC95%) ... 308
Figure 154 : (a) : Pourcentage de contribution de chaque source à la masse totale des événements pluvieux à Ecully (b), (c) et (d) : pourcentage de contribution de chaque source classé par ordre croissant de contribution (moyenne ± IC 95%) ... 309
Figure 155 : Fonctions de répartitions des concentrations des eaux non usées attribuables aux eaux de ruissellement sur les sites de Clichy et Ecully ... 309
Figure 156 : Pourcentage de contribution des différentes sources à la masse événementielle en MES après correction de la relation MES-Turbidité (site de Clichy, un point par événement) ... 313
Figure 157 : Distribution théorique et empirique de la masse moyenne imputable au stock de dépôts sur le site de Clichy (Relation MES-T CB et SM ; relation MES-T modifiée pour Clichy) et sur Ecully. Les *valeurs p* correspondent aux valeurs p du test d'ajustement de Kolmogorov-Smirnov (KS) ... 313
Figure 158 : Hypothèse de l'évolution de la masse déposée dans le réseau par temps sec ... 316
Figure 159 : Comparaison des contributions de chaque source après soustraction de la masse non sédimentée par les eaux usées ... 317
Figure 160 : Différentes combinaison du pourcentage de la contribution du réseau en fonction de celui calculé sans erreur systématiques ... 318
Figure 161 : Epaisseur de la couche érodée ... 319
Figure 162 : Epaisseur de la couche érodée pour les événements pluvieux en fonction de ρ et L (M_{Stoc} estimée par approche *A2* modifiée pour Clichy) ... 320
Figure 163 : Longueur de la couche érodée pour les événements pluvieux en fonction de ρ et e=5cm ... 320
Figure 164 : Corrélation entre la masse de stock érodée et les variables classiques ... 323
Figure 165 : Corrélations entre la masse de stock mobilisé et les nouvelles durées de temps sec DTS_{M50} et DTS_{M100} ... 324
Figure 166 : Régression entre V_{Ruiss} et M_{Stock} ... 325
Figure 167 : Pourcentages ±½IC95 de contribution de chaque source à l'échelle de l'année 2006 à Clichy en volume et masse de MES par temps de pluie et par temps sec (TS) +temps de pluie (TP) ... 326
Figure 168 : Choix de 4 groupes ... 327
Figure 169 : Pourcentages de la variabilité expliquée et de la variabilité cumulée pour les 10 premières composantes principales ... 328
Figure 170 : Cercle des corrélations pour l'ACP relative à la distribution des données ... 328
Figure 171 : Projection des données dans les plans principaux 1-2 pour l'ACP relative à la distribution des masses dans les 4 groupes ... 329
Figure 172 : Exemple de trois réponses de flux par rapport au débit ... 335
Figure 173 : Exemple de deux événements à pic successifs ... 337
Figure 174 : Histogramme et pollutogramme en flux de MES mesurés à l'exutoire pour les événements 37 et 53 ainsi que le profil d'eaux usées de temps sec (modèle d'eaux usées, *cf. chapitre 8*) et les courbes flux pluvial (sans les eaux usées)-Débit total ... 337
Figure 175 : Exemple de trois pluies successives (boucles horaires) ... 339
Figure 176 : Exemple de deux pluies successives ... 339
Figure 177 : Exemple de deux événements pluvieux qui ont des DTS différentes ... 340
Figure 178 : Exemples de pollutogrammes correspondant à chacun des 4 groupes de la classification ... 342
Figure 179 : Interprétation des groupes en fonction du temps de transport et de la localisation de la source X_1 distance entre le centre de la source de sédiment et l'exutoire. X_2 distances entre le centre de l'aire drainée et l'exutoire. t_1 est le temps de transfert entre le centre de la source de sédiment et l'exutoire. t_2 est le temps de transfert entre le centre de l'aire drainée et l'exutoire, inspiré de (Klein, 1984). ... 343
Figure 180 : Exemple d'une pluie éliminée de l'analyse (EU : Eaux usées de temps sec) ... 344
Figure 181 : nombre des événements dans chaque groupe et nombre des événements communs dans le même groupe ... 344
Figure 182 : (a) Cercle des corrélations et (b) Projection des données dans le plan principal 1-2 pour l'ACP relative à la distribution des données dans les 4 groupes de dynamique de réponse de flux ; 346
Figure 183 : Caractéristiques du collecteur et des conditions aux limites des simulations ... 350
Figure 184 : Exemple de sorties de simulation avec le marquage de l'hydrogramme injecté par une concentration égale à 1 ... 353

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Figure 185 : Décalage entre l'onde de débit et la concentration (x=5000 m) 355
Figure 186: Illustration de l'effet piston 356
Figure 187 : Illustration intuitive de l'effet piston et de la propagation de l'onde de débit 357
Figure 188 : Relations tirant d'eau-vitesse-débit pour différentes valeurs de pente du collecteur simulé (en gris gamme de variation de Q_{EU}) 359
Figure 189 : Relations tirant d'eau-débit pour différentes valeurs de pente du collecteur simulé (en gris gamme de variation de Q_{EU})..... 359
Figure 190 : Variations du nombre de Froude de l'écoulement initial en fonction de la pente pour l'ensemble des simulations 363
Figure 191 : Variations du facteur α en fonction de Q_{EP}/Q_{EU} pour quelques simulations à pente fixe ou variable : effet de la durée d'injection (couleur), du débit d'eau usées (symbole) et de la pente (étoiles) 364
Figure 192 : Temps de transfert des hydrogrammes et des pollutogrammes pour toutes les simulations à pente fixe (0,14%) (à gauche) et pour toutes les simulations à pente variable (à droite)..... 365
Figure 193 : Différences des temps de transfert en fonction des temps de transfert de l'hydrogramme pour toutes les simulations à pente fixe (0,14%) (à gauche) et pour toutes les simulations à pente variable (à droite)..... 365
Figure 194 : valeurs de Fd_p(x) à différentes distances en fonction de $Fd_p(5\ 000)$ à 5 000m pour toutes les simulations réalisées en faisant varier la pente (à gauche) et à pente fixe de 0,14% (à droite)..... 366
Figure 195 : Relations entre l'indice théorique de décalage des pointes Id_p et le facteur de décalage $Fd_p(5000)$ observé sur les différentes simulations à pente fixe (à gauche) et à pente variable (à droite) 367
Figure 196 : Relation entre le facteur α et le nombre de Froude de l'écoulement initial pour les simulations effectuées à pente variable..... 368
Figure 197 : Relation entre le facteur de décalage $Fd_p(5\ 000)$ observé lors des simulations à pente variable et le nombre de Froude de l'écoulement initial. 369
Figure 198 : Relations entre le facteur de décalage $Fd_p(5\ 000)$ observé lors des simulations à pente variable avec la vitesse initiale de montée de l'hydrogramme injecté en fonction du nombre de Froude de l'écoulement initial..... 369
Figure 199 : Relation entre le facteur de décalage $Fd_p(5\ 000)$ observé lors des simulations à pente fixe (0,14%), le facteur α, rapport de la vitesse minimum à la vitesse maximum dans la section, et *Fr* le nombre de Froude de l'écoulement initial pour différentes durées d'injection..... 370
Figure 200 : Relations entre le facteur de décalage $Fd_p(5\ 000)$ observé lors des simulations à pente variable avec la vitesse initiale de montée de l'hydrogramme injecté pour différentes valeurs du débit total maximum (gamme complète à gauche, zoom sur la gamme 0-1 000 m^3/h.mn à droite) 372
Figure 201 : Relations entre le facteur de décalage $Fd_p(5\ 000)$ observé lors des simulations à pente variable avec la débit total maximum (a) à gauche) ou la rapport V_{min}/V_{max} (b) à droite), pour différentes valeurs de la vitesse initiale de montée de l'hydrogramme 372
Figure 202 : Relations entre le facteur de décalage $Fd_p(5\ 000)$ observé lors des simulations à pente variable avec le rapport du débit maximum injecté au débit permanent pour différentes valeurs de la vitesse initiale de montée de l'hydrogramme..... 373
Figure 203 : Synthèse des résultats obtenus lors des simulations à pente fixe et à pente variable..... 374

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : concentrations moyennes des MES dans les eaux de ruissellement par type de surface (mg/l) : (1) (Gromaire-Mertz *et al.*, 1999) ; (2) (Lamprea, 2009); (3) (Boller, 2004); (4) (PITT and CLEYRERGUE, 1995) ... 62
Tableau 2: Caractéristiques des eaux de lavage de la voirie (volume et MES) (Gromaire-Mertz *et al.*, 1999) ... 70
Tableau 3: Teneurs en matière organique (MVS/MES en %)) du dépôt grossier et de la couche organique ... 72
Tableau 4: Ordre de grandeur des débits, flux et concentrations en MES moyens journaliers par temps sec ... 76
Tableau 5: Flux et concentrations événementielles en MES des eaux unitaires à l'exutoire de différents bassins versants ... 79
Tableau 6 : Données disponible de la mesure de turbidité dans le cadre de cette recherche ... 96
Tableau 7:liste détaillée des couples de valeurs (paires) MES/Turbidité (T, MES) et DCO/Turbidité (MES, DCO) à CB et SM ... 98
Tableau 8 : caractéristiques des bassins versants étudiés, EHN/ha : nombre d'équivalents hommes azote par hectare (Gasperi *et al.*, 2008b) ... 101
Tableau 9 : caractéristiques des événements pluvieux identifiés ... 107
Tableau 10 : Caractéristiques des 31 événements utilisés pour la modélisation de la concentration et de la masse des eaux de ruissellement (Gromaire *et al.*, 2001) ... 110
Tableau 11 : Caractéristiques des 239 événements identifiés sur le site d'Ecully par (Métadier, 2011) ... 112
Tableau 12: Caractéristiques statistiques du rapport a_{ij} par temps sec et par temps de pluie sur les deux sites Cordon Bleu (CB) et Saint-Mihiel (SM). (*) CV : Coefficient de variation ; d_{10}, Q_1, Q_3 et d_{90} : les centiles *10, 25, 75* et *90* de la distribution de a_{ij}. ... 121
Tableau 13 : Ensemble de groupes obtenus pour les événements pluvieux sur les deux sites CB et SM .. 130
Tableau 14: Paramètres relatifs aux relations linéaires entre turbidité et MES (MES=aT+b) pour les bases de données de CB et de SM par temps de pluie et par temps sec ... 139
Tableau 15 : Paramètres relatifs aux relations entre turbidité et MES forcées à l'origine (*MES=aT*) pour les bases de données de CB et de SM par temps de pluie et par temps sec ... 141
Tableau 16 : moyennes et écart-types, empiriques et ajustés sur des lois normales et lognormales, des distributions de valeurs de la pente des relations individuelles forcées à l'origine. La dernière colonne montre les valeurs p pour le test de Kolmogorov-Smirnov (KS) ... 152
Tableau 17 : Ecart type total sur la mesure de turbidité, ([1] valeur en FAU, [2] valeur relative en %) (Ruban *et al.*, 2007) ... 154
Tableau 18 : caractéristiques statistiques des volumes événementiels des événements pluvieux sur les deux sites parisiens pour l'année 2006 ([*]Cv : coefficient de variation) ; *quartiles q_{25} et q_{75}, déciles d_{10} et d_{90}* ... 174
Tableau 19 : caractéristiques statistiques des masses moyennes événementielles sur les deux sites parisiens pour l'année 2006 ([*]Cv : coefficient de variation) ... 180
Tableau 20 : caractéristiques statistiques des concentrations moyennes événementielles sur les deux sites parisiens pour l'année 2006 ([*]Cv : coefficient de variation) ... 185
Tableau 21 : moyennes et écart-types, empiriques et ajustés sur une loi lognormale, des distributions de valeurs de masses moyennes par surface active. Les deux dernières colonnes montrent les *valeurs p* pour les deux tests Kolmogorov-Smirnov (KS) et Shapiro-Wilk (SW). ... 196
Tableau 22 : moyennes et écart-types, empiriques et ajustés sur une loi lognormale, des distributions de valeurs de masses moyennes par surface active. Les deux dernières colonnes montrent les valeurs p pour les deux tests Kolmogorov-Smirnov (KS) et Shapiro-Wilk (SW). ... 197
Tableau 23 : moyennes et écart-types, empiriques et ajustés sur des lois normales et lognormales, des distributions de valeurs des concertations moyennes événementielles. Les deux dernières colonnes montrent les valeurs p pour les deux tests Kolmogorov-Smirnov (KS) et Shapiro-Wilk (SW). ... 199
Tableau 24 : Formulations des modèles des concentrations moyennes événementielles C et de masse moyenne événementielle M retenus pour le caler et le valider à partir de nos données. ... 204
Tableau 25 : Critères de Nash-Sutcliffe pour les 4 modèles M1 à M4 : calage sur la totalité des données de l'année 2006 sur les deux bassins versants des Quais et Clichy ... 206

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Tableau 26 : Variables explicatives retenues avec un nombre de variables (n_v) de *1* à *4* pour la formulation des modèles multi-régression linéaires et multiplicatif, et coefficient de Nash-Sutcliff aux Quais et Clichy 211
Tableau 27 : Résultats de la décomposition de variance interévénementielle des masses à Quais et Clichy selon la méthode de projection proposée dans ce travail et selon la méthode classique de décomposition de la variance 217
Tableau 28 : Base de données des jours de temps secs mesurés en 2006 aux sites des Quais et du Clichy par type de jour 227
Tableau 29 : Caractéristiques statistiques des valeurs journalières moyennes de volume, masse et turbidité sur les deux bassins versant Quais et Clichy par temps sec. *Cv : Coefficient de variation ; ** (Gasperi *et al.*, 2006) 229
Tableau 30 : Effectifs et pourcentage par rapport à l'effectif total (215) des classes aux différents niveaux N_c 244
Tableau 31 : Interprétation calendaire des deux classes obtenues aux différents niveaux de coupure pour le débit et le flux 247
Tableau 32 : Valeurs moyennes, écart-types et valeur p du test d'ajustement de Kolmogorov-Smirnov (*α=5%) pour les classes 1, 2 pour le débit et le flux 251
Tableau 33 : Valeurs moyennes, coefficients de variation et le p-value du test de Kolmogorov-Smirnov (Le risque de rejeter l'hypothèse de normalité alors qu'elle est vraie) pour la normalité des distributions des débits minimums nocturnes pour les quatre saisons 254
Tableau 34 : Valeurs moyennes, coefficients de variation et le p-value du test de Kolmogorov-Smirnov pour la normalité des distributions des volumes moyens journaliers sans les débits minimums nocturnes pour les quatre saisons et pour les deux classes obtenues (jours fériés (F) et jours ouvrables (O)). La dernière ligne est la corrélation volume normalisé et Q_{min} (les valeurs en gras ont une corrélation significative au seuil de 5%) 256
Tableau 35 : Valeurs moyennes, coefficients de variation et le p-value du test de Kolmogorov-Smirnov pour la normalité des distributions des masses moyennes journalières pour les quatre saisons et pour les deux classes obtenues (jours fériés (F) et jours ouvrables (O)). La dernière ligne est la corrélation masse-volume normalisé et corrélation masse et Qmin (les valeurs en gras ont une corrélation significative au seuil de 5%) 256
Tableau 36 : Récapitulatif des caractéristiques statistiques des concentrations moyennes événementielles des eaux de ruissellement par type de surfaces pour les 31 événements pluvieux observés sur le site du Marais 279
Tableau 37 : moyennes (Moy.) et écart-types (ET), empiriques et ajustés sur une loi lognormale des distributions de valeurs des concentrations moyennes événementielles en MES par type de surface. La dernière colonne donne les valeurs p pour le test Kolmogorov-Smirnov (KS). *(EPA, 2005) ; **(Duncan, 1999) (~10 événements) 282
Tableau 38 : Valeurs des coefficients a_i pour évaluer la concentration moyenne événementielle des eaux de ruissellement à partir de celles de trois types de surfaces définies 283
Tableau 39 : moyennes et écart-types, empiriques et ajustés sur une loi lognormale des distributions de la concentration moyenne événementielle en MES des eaux de ruissellement sur le site du Marais. La dernière colonne montre les valeurs p pour le test Kolmogorov-Smirnov (KS). *(EPA, 2005) : (**) Résidentielle ; (***) industrielle ; (****)(Rossi, 1998) : 127 événements en Suisse sur sept différents bassins versants 286
Tableau 40 : moyenne et écart-type, simulés et ajustés sur une loi lognormale des distributions de la concentration moyenne événementielle en MES des eaux de ruissellement sur le site de Clichy. La dernière colonne montre la valeur p pour le test Kolmogorov-Smirnov (KS) 290
Tableau 41 : Comparaison des déciles journaliers et événementiels de temps sec et de temps de pluie de la concentration moyenne calculée à partir de la relation MES-Turbidité, avec des résultats de déciles journaliers et événementiels de temps sec et de temps de pluie de la concentration en MES issus du programme de recherche OPUR 2 (Gasperi *et al.*, 2006; Gasperi *et al.*, 2008b; Kafi-Benyahia *et al.*, 2008) 312
Tableau 42 : Caractéristiques de deux groupes de pluies successives séparées par quelques heures 338
Tableau 43 : Caractéristiques de deux événements 13 et 28 (DTS différentes) 340
Tableau 44 : Caractéristiques du collecteur équivalent prises pour faire le calcul 350
Tableau 45 : Valeurs de variables représentatives des phénomènes utilisées pour l'étude de la sensibilité 358

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

LISTE DES ANNEXES

ANNEXE A ____ 403
ANNEXE B ____ 407
ANNEXE C ____ 416
ANNEXE D ____ 421
ANNEXE E ____ 432
ANNEXE F ____ 434
ANNEXE G ____ 438
ANNEXE H ____ 440
ANNEXE I ____ 453
ANNEXE J ____ 459
ANNEXE K ____ 461
ANNEXE L ____ 463
ANNEXE M ____ 475

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

INTRODUCTION GÉNÉRALE

Contexte

La pollution des milieux naturels par les rejets urbains de temps de pluie a trouvé une réponse politique dans la mise en place de lois de plus en plus strictes en matière de contrôle, d'évaluation et de limitation des rejets. Scientifiques et gestionnaires se heurtent toutefois à un manque d'outils pour comprendre et gérer les flux polluants transportés et rejetés lors des événements pluvieux.

Depuis quelques décennies, de nombreuses études sur les sources et les flux des polluants dans les réseaux d'assainissement unitaires ont été menées. Les résultats ont souligné l'importance de la pollution des rejets urbains de temps de pluie et l'impact négatif de cette pollution sur les milieux récepteurs (Saget *et al.*, 1995; Ellis and Hvitved Jacobsen, 1996; Smullen *et al.*, 1999; Gromaire *et al.*, 2001; Passerat *et al.*, 2011). Ils ont confirmé l'importance des MES comme vecteurs de certains contaminants transportés par temps de pluie (Chebbo *et al.*, 1995; Ashley *et al.*, 2005; Gasperi *et al.*, 2008a, 2011) et ils ont souligné le rôle fondamental joué par les processus de sédimentation / érosion (Ahyerre, 2001; Ashley *et al.*, 2005; Celestini *et al.*, 2007; Oms *et al.*, 2008; Gasperi *et al.*, 2010).

Ces résultats ont été obtenus par des méthodes classiques de prélèvements-analyses en laboratoire. Cette pratique présente plusieurs inconvénients notamment le coût élevé des prélèvements et des analyses. Par conséquent, les données sont limitées à quelques événements (de l'ordre de 5 événements par site) (Gromaire *et al.*, 2007), et au maximum 24 prélèvements par événement (Bertrand-Krajewski *et al.*, 2008) qui ne couvrent pas toute la gamme de variabilité des régimes hydraulique et hydrologique (Langeveld *et al.*, 2005; Lacour *et al.*, 2009b; Métadier and Bertrand-Krajewski, 2011). Il en résulte des incertitudes importantes dans l'évaluation des flux des MES (Mourad *et al.*, 2005c) et une faible représentativité temporelle de la dynamique des phénomènes du transport solide dans le réseau d'assainissement ((Kanso *et al.*, 2005b)).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Pour mieux comprendre la dynamique inter- et intra-événementielle des flux de MES, l'évaluation en continu de la concentration en MES est essentielle. Dans ce contexte, la mesure en continu de la turbidité s'est développée car elle permet d'avoir indirectement accès à la mesure de la dynamique de la pollution particulaire, notamment lors d'événements pluvieux. De récentes études ont montré la possibilité d'utiliser cette mesure pour contrôler la qualité des effluents (Langeveld *et al.*, 2005; Lawler *et al.*, 2006) et estimer les flux de MES aux échelles événementielles et annuelles avec une faible dispersion par rapport aux méthodes d'échantillonnage classiques (Lacour *et al.*, 2009a; Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011b). La relation entre la turbidité et la concentration en MES reste cependant une question difficile à appréhender (Ruban, 1995; Bertrand Krajewski *et al.*, 2010). En effet cette relation dépend de plusieurs paramètres, notamment les caractéristiques des particules en suspension (Mishendo *et al.*, 1999) qui sont variables dans les eaux résiduaires urbaines (Marechal, 2000; Kafi-Benyahia *et al.*, 2005). Ces paramètres sont liés à la nature des effluents, et peuvent varier en temps sec selon les heures et les jours et en temps de pluie en fonction des événements pluvieux.

En 2007 les observatoires français en hydrologie urbaine OPUR-Paris, OTHU-Lyon et ONEVU-Nantes ont coordonné leurs efforts pour améliorer la fiabilité et la reproductibilité des mesures en continu de la turbidité en réseaux d'assainissement (Joannis *et al.*, 2008; Joannis *et al.*, 2010). On dispose donc à l'heure actuelle de bases de données solides et fournies dont l'exploitation systématique doit permettre de valider et compléter les connaissances déjà acquises sur la production et le transfert des particules par temps de pluie.

A l'échelle événementielle on observe une grande variabilité des concentrations qu'on ne parvient pas à prédire de manière satisfaisante par des modèles stochastiques ou déterministes (Mourad *et al.*, 2005a; Métadier, 2011). Pourtant ces concentrations moyennes sont assez stables pour différentes échelles spatiales (Kafi-Benyahia *et al.*, 2008). Il en est de même pour les masses à cette différence près que celles-ci peuvent être prédites avec une assez bonne précision par des modèles statistiques. L'intérêt de ce résultat a souvent été sous-estimé car la concentration et le volume étaient considérés comme des variables indépendantes, et la masse comme une grandeur dérivée.

Pour ce qui concerne les sources, l'importance des dépôts a déjà été soulignée, mais on ne sait toujours pas localiser ces sources à l'échelle d'un réseau. Par ailleurs la quantification précise

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

des différentes entrées (eaux usées, eaux de ruissellement) et de leur variabilité a souvent été abordée de manière simplifiée (Gromaire *et al.*, 2001; Gasperi *et al.*, 2010). L'incertitude sur la contribution des dépôts nécessite pourtant une bonne description des entrées incluant leur variabilité.

Concernant la dynamique intra-événementielle, beaucoup d'attention a été portée à la mise ou non en évidence d'effets de premier flot (Bertrand-Krajewski *et al.*, 1998), et à la modélisation conceptuelle des pollutogrammes en concentration (Ashley *et al.*, 1999; Zug *et al.*, 1999; Bertrand-Krajewski, 2002). On retrouve de grandes variabilités de comportement d'un événement à l'autre sur un même site et les modèles ne parviennent pas à en fournir de bonnes prédictions (Kanso *et al.*, 2005a; Métadier, 2011). La plupart des travaux de modélisation ont été menés avant que l'on puisse disposer de données à pas de temps fin si bien qu'ils n'ont pu appréhender de manière satisfaisante l'interaction entre les phénomènes de production et de transfert caractéristique de cette échelle de temps. Il faudrait également prendre en compte la spatialisation de ces phénomènes, mais elle se heurte au problème de localisation des sources évoqué plus haut.

Dans ce contexte cette thèse a pour ambition de progresser sur quelques uns des thèmes énumérés ci-dessus en d'appuyant sur les données et les connaissances rendues récemment accessibles.

Cadre, objectifs et organisation de la thèse

Ce travail de recherche s'est déroulé au sein du laboratoire Eau Environnement Systèmes Urbains (LEESU) dans le cadre du réseau d'observatoires français en hydrologie urbaine HURRBIS, (labellisé Système d'Observation et d'Expérimentation pour la Recherche en Environnement depuis 2011 sous le nom d'URBIS) qui regroupe les trois observatoires cités plus haut. La thèse a bénéficié d'une bourse CIFRE avec la société SEPIA Conseils et a fait l'objet d'un partenariat scientifique entre le LEESU et le groupe hydrologie et assainissement de l'Institut Français des Sciences et Techniques des Transports de l'Aménagement et des Réseaux (IFSTTAR). C'est une composante de la phase 3 d'OPUR (programme OPUR3).

Notre recherche valorise les données de mesure en continu de la turbidité et les connaissances acquises dans le cadre des trois observatoires pour améliorer les connaissances sur les flux et les sources de particules, vectrices de contaminants, en réseaux d'assainissement unitaire.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Elle vise trois objectifs :

1. Evaluer la représentativité de la turbidité pour analyser le transport solide dans un réseau d'assainissement unitaire.

2. Décrire et modéliser les distributions statistiques de masses et de concentrations moyennes événementielles au niveau des entrées et de la sortie du réseau pour déboucher sur une évaluation de la contribution des dépôts aux masses de particules transportées par temps de pluie.

3. Analyser la dynamique des flux et des concentrations à l'échelle intra-événementielle pour orienter de futurs modèles déterministes capables de reproduire des flux de contaminants par temps de pluie.

Ce mémoire est organisé en six parties :

- La première partie est une synthèse bibliographique centrée sur deux thèmes : les modalités de mise en œuvre et d'interprétation des mesures en continu de turbidité en réseaux (chapitre 1), et les sources, flux et processus de production et de transfert des MES en réseau d'assainissement (chapitre 2).

- La deuxième partie (chapitre 3) décrit les sites et les jeux de données utilisées en précisant leur usage dans les différents chapitres de la thèse.

- La troisième partie traite de la représentativité de la turbidité. Les sources de variabilité des relations entre MES et turbidité sont analysées à différentes échelles spatiales et temporelles dans le chapitre 4. Elles sont traduites en termes d'incertitudes sur les concentrations et les flux dans le chapitre 5.

- La quatrième partie est consacrée à la caractérisation (chapitre 6) et à la modélisation stochastique (chapitre 7) des volumes, masses et concentrations événementielles à l'exutoire de deux bassins versants emboités.

- Dans la cinquième partie nous construisons un bilan des différentes contributions aux masses événementielles. Pour ce faire nous avons développé des modèles stochastiques pour évaluer les masses entrant dans le réseau par temps sec (Chapitre 8) et par temps de pluie (chapitre 9). Nous en déduisons la contribution du dépôt

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

(chapitre 10). Dans cette partie sont appliquées les méthodes développées dans la troisième partie pour évaluer les incertitudes affectant ce bilan.

- La dernière partie aborde la dynamique intra-événementielle des flux et des concentrations. Elle comporte deux chapitres. Dans le chapitre 11 nous utilisons les courbes flux-débit pour analyser les différents types de réponses d'un bassin versant à un événement pluvieux et nous utilisons cette typologie pour rechercher des cohérences entre les comportements de deux bassins versants d'OPUR. Le chapitre 12 explore un phénomène particulier intervenant dans ces comportements en se concentrant sur le transfert hydraulique en régime transitoire. Il pose des bases pour progresser dans la compréhension des différences de temps de transfert entre pollutogramme et hydrogramme.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

PARTIE I

ÉTUDE BIBLIOGRAPHIQUE

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

CHAPITRE 1.

MESURE EN CONTINU DE LA TURBIDITE EN RÉSEAU D'ASSAINISSEMENT UNITAIRE

1 INTRODUCTION

La qualité des effluents est caractérisée par de nombreux paramètres auxquels on ne peut accéder que par des analyses en laboratoire, réalisées sur des échantillons prélevés *in situ*. Ces opérations sont lourdes, coûteuses et inadaptées à une surveillance en routine (Bertrand-Krajewski *et al.*, 2008; Joannis *et al.*, 2010). De plus elles ne fournissent qu'une vision très lacunaire des phénomènes, car ceux-ci se caractérisent par une grande variabilité dans le temps (Langeveld *et al.*, 2005; Lacour *et al.*, 2009b; Métadier and Bertrand-Krajewski, 2011) et nécessite un échantillonnage temporel intensif. Elles sont bien sûr inadaptées pour le développement et la validation des modèles de calcul de flux polluants en réseau d'assainissement (Jack *et al.*, 1996; Ahyerre *et al.*, 1998; Kanso *et al.*, 2007).

Les turbidimètres permettent d'obtenir en continu et à pas de temps court une information sur la charge particulaire, ce qui permet d'accéder à la dynamique des phénomènes de transport solide (Ruban, 1995; Marechal, 2000). Ils procurent également une information indirecte sur un certain nombre de contaminants associés aux particules en suspension (Bertrand Krajewski *et al.*, 2010). Cette information est moins spécifique, plus globale, dans le sens où elle ne cible pas des contaminants particuliers comme le font les analyses en laboratoire. Mais en contre partie l'échantillonnage temporel obtenu s'avère très représentatif. Ces turbidimètres suscitent un intérêt croissant de la part des chercheurs et des services opérationnels. En particulier, les chercheurs français travaillant sur les sites expérimentaux en hydrologie urbaine (OPUR à Paris, OTHU à Lyon, ONEVU à Nantes) expérimentent depuis un certain nombre d'années l'efficacité et les gammes d'emploi des capteurs et des méthodes permettant leur exploitation (Joannis *et al.*, 2008). Les résultats obtenus confirment que, la mesure de turbidité en réseau d'assainissement unitaire peut être mise en œuvre avec précision et fiabilité à condition de suivre une démarche métrologique rigoureuse incluant l'étalonnage

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

des sondes, l'implantation in situ et la maintenance régulière des capteurs (Ruban *et al.*, 2008; Lacour, 2009; Joannis *et al.*, 2010).

En assainissement, les habitudes et les prescriptions réglementaires font que les mesures optiques de turbidité sont souvent traduites en concentrations de contaminants, telles que les matières en suspension (MES) ou la demande chimique en oxygène (DCO). Les relations entre paramètres optiques et MES restent une question difficile à appréhender (Ruban, 1995; Bertrand Krajewski *et al.*, 2010). En effet, la relation théorique entre la turbidité et la concentration en MES dépend non seulement de la quantité des particules, mais aussi des caractéristiques de ces particules notamment la granulométrie, la densité, la forme ou encore la teneur en matière organique des particules et la longueur d'onde du signal lumineux utilisé. Cette relation risque donc d'être variable dans les eaux urbaines parce que les particules en suspension ont des caractéristiques très variables, suivant la nature de l'effluent (temps sec ou temps de pluie), l'heure de la journée par temps sec et les caractéristiques des événements pluvieux.

Malgré cette variabilité éventuelle, la turbidité a été mise en œuvre pour étudier le transport solide dans différents domaines : réseau d'assainissement, rivière (Lawler *et al.*, 2006; Minella *et al.*, 2008; Némery *et al.*, 2010), milieu marin et estuarien (Mitchell *et al.*, 2003).

Ce chapitre permet de faire une synthèse des travaux sur la mesure de la turbidité en réseau d'assainissement unitaire. Il est organisé en deux parties. La première partie aborde les aspects théoriques de la mesure de la turbidité afin d'identifier les paramètres qui influence la relation entre les MES et la turbidité. La deuxième partie concerne plus l'application de la turbidité en réseau d'assainissement unitaire, en particulier les questions liées à la mise en œuvre et à l'estimation des concentrations en MES.

2 MESURE DE LA TURBIDITÉ

2.1 Définition de la turbidité

La turbidité est définie par la norme NF EN ISO 7027 (NF EN ISO 7027, 2000) comme « *la réduction de la transparence d'un liquide due aux matières non dissoutes* » c'est-à-dire colloïdales et ou en suspension. Elle dépend donc de la concentration en MES de l'échantillon

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

mais également des caractéristiques optiques et géométriques des particules (Bertrand-Krajewski *et al.*, 2000; Ruban *et al.*, 2010).

2.2 Principe de mesure

Le principe de mesure de la turbidité est décrit par la norme NF EN ISO 7027 (2000) (NF EN ISO 7027, 2000). Les interactions entre un faisceau lumineux et des particules induisent en effet une modification du signal lumineux qui peut être décrite par les lois de l'optique et de l'électromagnétisme notamment la théorie de Mie (Mishendo *et al.*, 1999).

Le faisceau lumineux est modifié de deux façons lors de la traversée de l'échantillon (*Figure 1*):

- Une partie du faisceau est diffusée par les particules dans toutes les directions ;
- Une partie du faisceau émis passe entre les particules et éventuellement à travers ces particules si elles ne sont pas opaques (Bertrand-Krajewski *et al.*, 2000).

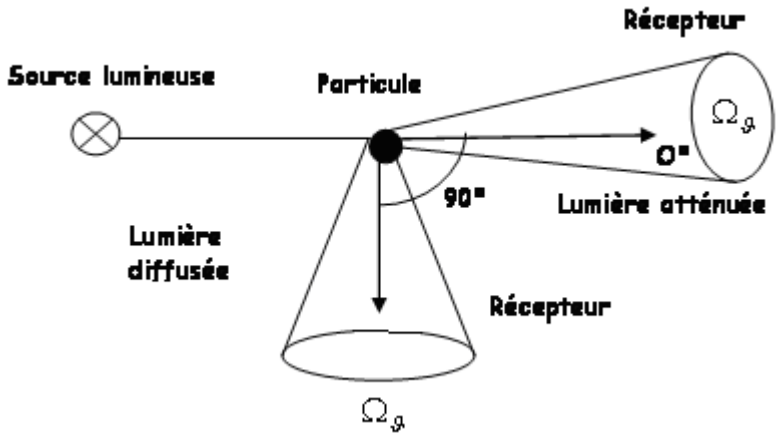


Figure 1 : Schéma de la diffusion et de l'atténuation d'un rayon lumineux par une particule d'après (NF EN ISO 7027, 2000) (Ω_0 est l'angle d'ouverture)

Ces deux phénomènes physiques font appel à deux méthodes quantitatives de mesure de la turbidité (NF EN ISO 7027, 2000):

- Méthode par mesurage de la lumière diffusée (à 90° c'est la néphélométrie), applicable aux eaux de faible turbidité;

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

- Méthode par mesurage de l'atténuation de la lumière incidente, c.à.d. le mesurage de la lumière transmise à 0°; cette méthode est plus appropriée aux eaux de forte turbidité (par exemple eaux urbaines ou polluées).

Les mesures de turbidité peuvent être influencées par des substances dissoutes absorbant la lumière (par exemple des colorants). Toutefois, de tels effets peuvent être diminués en faisant les mesures à des longueurs d'onde supérieures à *800 nm*. Pour les deux méthodes, la norme NF EN ISO 7027, 2000 exige une longueur d'onde λ de la radiation incidente de *860 nm* avec une largeur de bande spectrale $\Delta\lambda$ inférieure ou égale à *60 nm* et l'angle de mesure doit être à $\vartheta \pm 2.5°$ avec un angle d'ouverture Ω_ϑ compris entre 20° et 30°.

Ensuite, le terme turbidité *T* est physiquement défini par la relation suivante :

$$T = \frac{1}{L}\ln\left(\frac{I_0}{I}\right)$$

avec *L* longueur du chemin optique (*m*), I_0 intensité du rayon incident et *I* intensité du rayon transmis ou diffusé (ln(x) est le logarithme népérien de *x*).

2.3 Unités de mesure

Selon la méthode utilisée, la turbidité est mesurée en unité FNU (*Formazin Nephelometric Unit*) (diffusion à 90°) ou en FAU (*Formazin Attenuation Unit*) (atténuation). Ces unités sont relatives à des suspensions d'étalons de formazine (polymère organique : $C_2H_4N_2$) dont la granulométrie s'étend de 0.2 à 10 µm et utilisées pour l'étalonnage des capteurs. 1 *FAU* ou 1 *FNU* correspondent ainsi à une concentration de *0.72 mg/L* de l'étalon (Ruban *et al.*, 2006).

Selon la norme (NF EN ISO 7027, 2000), la turbidité mesurée à partir de la lumière diffusée est exprimée en FNU, normalement dans la gamme entre 0 FNU et 40 FNU. Du fait de cette gamme de mesure, la néphélométrie n'est pas normalisée vis-à-vis de la plupart des applications en assainissement (Joannis *et al.*, 2010). Cependant, certains appareillages utilisent la néphélométrie pour mesurer le turbidité dans les eaux résiduaires urbaines (Ruban *et al.*, 2008). Selon la même norme, la turbidité mesurée en atténuation, plus appropriée aux eaux de forte turbidité, est exprimée en FAU, normalement dans la gamme entre 40 FAU et 4000 FAU.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Comme la turbidité mesurée dans les eaux urbaines varie en fonction des caractéristiques géométriques et physiques des MES, il n'est pas possible de donner une équivalence entre les deux unités FNU et FAU. En effet, les valeurs de turbidité en atténuation sont différentes de celles en néphélométrie avec des variations du simple au double pour des turbidimètres étalonnés sur les mêmes suspensions de référence (Joannis *et al.*, 2008; Bertrand Krajewski *et al.*, 2010).

Soulignions que l'unité *NTU* (*Nephelometric Turbidity Unit*) utilisée par l'agence de protection de l'environnement (EPA) aux Etats-Unis correspond à une mesure par néphélométrie en lumière blanche, non conforme à la norme ISO.

Dans le cadre de notre recherche, la turbidité sur les sites d'étude est mesurée en atténuation. C'est pour cette raison que nous nous limitons dans la suite du chapitre à l'analyse du mesurage de la turbidité en atténuation.

2.4 Théorie de la turbidimétrie en atténuation

Lorsqu'un rayon lumineux rencontre une particule, l'intensité du faisceau diffusé est fonction de nombreux paramètres comme la longueur d'onde λ, la taille de la particule, sa forme et son indice de réfraction. Pour un ensemble de particules, à ces paramètres s'ajoute la concentration en particules (Maréchal, 2000).

La taille d'une particule est caractérisée par le diamètre d_p. La diffusion est fortement influencée par le rapport d_p/λ (*Figure 2*), la théorie s'est développée selon trois échelles de diamètre :

- $\frac{d_p}{\lambda} < \frac{1}{20}$: théorie de Rayleigh, il s'agit de particules très fines ou de colloïdes ;
- $\frac{1}{20} < \frac{d_p}{\lambda} < 20$: théorie de Mie qui est une théorie complexe permettant de calculer la distribution de la lumière diffusée en fonction de la taille, de la forme et de l'indice de réfraction des particules (Maréchal, 2000);

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

- $\frac{d_p}{\lambda} > 20$: « grosses particules », optique géométrique, Ce type de diffusion est le plus fréquemment observé pour les eaux résiduaires.

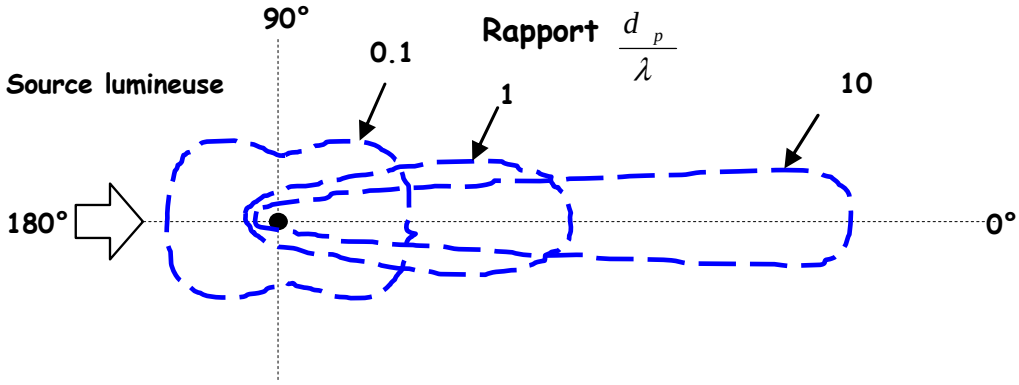


Figure 2 : Répartition angulaire de la lumière diffusée pour différents rapports d_P/λ (Bertrand-Krajewski *et al.*, 2000)

La théorie de Mie est en fait capable de décrire la mesure optique dans tous les domaines de taille, mais ses simplifications dans le domaine de Rayleigh et des grosses particules sont plus facilement applicables (Maréchal, 2000).

Cette théorie est basée sur l'intégration des équations de l'électromagnétisme de Maxwell à l'intérieur et à l'extérieur d'une particule dans le cas où :

- La lumière incidente est une onde plane monochromatique ;
- Les particules sont sphériques, homogènes, isotropes et d'indice de réfraction bien déterminé ;
- Le milieu est homogène.

La théorie de Mie caractérise chaque particule par un coefficient appelé coefficient d'extinction Q_{ext} qui est l'énergie perdue dans la direction de propagation, rapportée à l'énergie reçue par la particule. Il dépend du diamètre des particules d_p, de la longueur d'onde λ et de l'indice de réfraction du milieu. Dans le cas des grosses particules ce coefficient tend vers 2.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Pour les particules non sphériques (cylindriques, sphériques coalescentes), il existe d'autres modèles, basés sur la même théorie, avec de coefficients de correction à apporter au coefficient d'extinction Q_{ext} (Mishendo *et al.*, 1999).

Pour un système monodispersé de N_p particules par unité de volume, l'atténuation de la lumière à la longueur d'onde λ s'exprime comme :

$$\frac{-dI(\lambda)}{dx} = N_p C_{ext}(m,\alpha) I(\lambda)$$

Avec :

- $I(\lambda)$: l'intensité de la lumière de longueur d'onde λ à l'abscisse x
- m : indice de réfraction relatif (nombre complexe) qui vaut $\frac{indice\ de\ particules}{indice\ du\ milieu}$;
- α : paramètre de taille de la particule qui vaut $\frac{\pi d_p}{\lambda}$;
- $C_{ext}(m,\alpha)$: section efficace d'atténuation totale qui vaut $Q_{ext}(m,\alpha)\frac{\pi d_p^{\ 2}}{4}$, d'une autre manière, le coefficient d'extinction Q_{ext} représente le rapport de la section efficace sur l'aire de la section transversale de la particule sphérique.

Après intégration de cette équation, on obtient:

$$T(\lambda) = \frac{1}{L}\ln\left(\frac{I_0(\lambda)}{I(\lambda)}\right) = N_p C_{ext}(m,\alpha) = \frac{\pi d_p^{\ 2}}{4} N_p Q_{ext}(m,\alpha)$$

Pour une suspension polydispersée de particules de n tailles différentes, la turbidité est calculée par la relation :

$$T(\lambda) = \frac{\pi}{4}\sum_{i=1}^{n} N_{pi} Q_{ext}(m_i,\alpha_i) d_{pi}^{\ 2}$$

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

En introduisant la concentration globale en particule *C*, la masse volumique ρ_{pi} et le pourcentage massique p_{mi} des particules sphériques de diamètre d_{pi}, l'expression de la turbidité devient :

$$T(\lambda) = \frac{3}{2}\left(\sum_{i=1}^{n} \frac{Q_{ext}(m_i, \alpha_i) \times p_{mi}}{\rho_{pi} \times d_{pi}}\right) \times C \Rightarrow \boxed{T = A \times C}$$

ou

$$C = \frac{2}{3}\left(\sum_{i=1}^{n} \frac{Q_{ext}(m_i, \alpha_i) \times p_{mi}}{\rho_{pi} \times d_{pi}}\right)^{-1} T(\lambda) \Rightarrow \boxed{C = \frac{1}{A} \times T}$$

Où *A* est l'absorbance spécifique.

D'après cette équation les paramètres qui influencent la relation entre T et C sont les caractéristiques géométriques et optiques des particules en suspension (taille, forme, indice de réfraction, masse volumique). Par exemple, à concentrations égales en particules *C*, des particules fines ont une turbidité supérieure à celle des particules grossières, et des particules organiques ont une turbidité supérieure à celle des particules minérales $\left(\rho_{\text{minérale}} > \rho_{\text{organique}}\right)$.

3 APPLICATION DE LA TURBIDIMÉTRIE AUX EFFLUENTS UNITAIRES

3.1 Mise en œuvre de la mesure de turbidité en réseau d'assainissement

La mesure de turbidité en collecteur d'assainissement est actuellement la technique la plus adaptée pour connaître en continu, en temps réel et sur de longues périodes, la charge particulaire dans les eaux urbaines. Comme pour tout capteur, la mise en œuvre doit s'appuyer sur une démarche méthodologique rigoureuse permettant de garantir le bon fonctionnement des sondes et de s'assurer que les capteurs ne dérivent pas. Une attention particulière doit être accordée aux tâches suivantes :

- Réception et étalonnage de capteurs ;

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

- Implantation sur le terrain ;
- Acquisition et filtrage de données *a posteriori* ou en temps réel ;
- Maintenance des capteurs: entretien, vérification, réglage et réétalonnage ;

La *réception* du matériel à sa livraison se limite en général à la réalisation d'une vérification et d'un réglage au laboratoire. La *vérification* consiste ici à comparer l'écart entre les indications du capteur et les valeurs attendues. Généralement deux points de vérification sont utilisés : 0 FAU (eau déminéralisée) et une valeur de référence située en milieu de gamme, par exemple 1000 FAU. Si les indications du capteur sont différentes des valeurs nominales des étalons de vérification, on procède à un *réglage* du capteur qui consiste à ajuster le zéro et la pente.

L'*étalonnage* vise à relier l'indication en sortie d'appareil à des valeurs connues de la grandeur recherchée données par des valeurs d'étalons (Bindi, 2006). L'étalonnage initial du capteur permet de réduire les erreurs de linéarité qui peuvent atteindre quelques dizaines de FAU pour les turbidimètres fonctionnant en atténuation (Bertrand Krajewski *et al.*, 2010). Il permet aussi d'appréhender la non-linéarité de la réponse de l'appareil en établissant, en cas de besoin, une courbe d'étalonnage non linéaire (polynôme de degré 2 ou 3 par exemple). Il existe plusieurs techniques statistiques adaptées pour ajuster la courbe d'étalonnage et évaluer les incertitudes comme la méthode de Williamson (Bertrand-Krajewski, 2004; Metadier and Bertrand-Krajewski, 2010) ou la méthode de Monte Carlo (Ruban and Joannis, 2008).

La *localisation* précise de la section de mesure dépend d'éléments pratiques (accès, disponibilité des réseaux, sécurité des intervenants) et des conditions hydrauliques, car celles-ci ont une influence sur la précision et la fiabilité de la mesure. Pour un capteur de turbidité, les contraintes hydrauliques sont les suivantes : s'assurer de la représentativité spatiale de l'emplacement du capteur, éviter la présence de bulles d'air, limiter l'impact hydraulique du capteur et les risques d'obstruction. (Joannis *et al.*, 2010). L'implantation du capteur doit permettre d'éviter le piégeage et l'accumulation des déchets. Il peut être installé directement dans la section de la mesure au fil de l'eau (Aumond and Mabilais, 2008; Lacour, 2009) ou déporté hors de l'écoulement au moyen d'une dérivation alimentée par pompage (Bertrand-Krajewski *et al.*, 2008). Ce dernier cas est utilisé pour des cas particuliers qui le justifient (faible niveaux d'eaux, difficultés d'accès du personnel…).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

En réseau d'assainissement, l'*acquisition* de la turbidité peut être faite sur une durée de quelques minutes (valeurs instantanées ou moyennes par exemple) qui peut éventuellement être rééchantillonnée ensuite à des pas de temps plus longs. La mise en place de capteurs redondants (deux en général) apporte une fiabilité supplémentaire appréciable, pour un surcoût raisonnable tant en investissement qu'en fonctionnement. La comparaison des données des deux capteurs permet de construire une chronique de référence.

L'*entretien* du capteur et de son système d'installation doit être fait régulièrement avec une fréquence de l'ordre de 1 à 2 semaines pour le nettoyage manuel et de 2 à 6 semaines pour les vérifications de capteurs (Aumond and Mabilais, 2008; Lacour, 2009). Ces vérifications peuvent s'effectuer selon un protocole analogue à celui qui a été utilisé lors de premières vérifications, mais elles sont effectuées sur le terrain et nécessitent d'éviter de contaminer les suspensions étalons. Si le capteur est jugé comme dérivant (en comparant la différence entre l'affichage du capteur et la valeur de l'étalon à une erreur maximum tolérée EMT pour chaque valeur contrôlée), on procède au *réétalonnage* ou *remplacement* du capteur si nécessaire.

3.2 Incertitudes

L'incertitude sur une mesure instantanée de turbidité comprend essentiellement deux termes : l'incertitude expérimentale et l'incertitude d'étalonnage (Joannis *et al.*, 2010).

L'incertitude expérimentale correspond aux fluctuations des indications du capteur par rapport à une turbidité. Elle dépend de l'échelle de temps de mesure de la turbidité : mesure moyenne sur une fenêtre de temps (1 minute par exemple) ou mesure instantanée. Des écarts types expérimentaux de 5 à 20 FAU en fonction de la turbidité ont été observés pour des mesures instantanées en réseau unitaire mais leur impact peut être limité en exploitant des moyennes sur un nombre suffisant de valeurs indépendantes. Par exemple, des *moyennes sur une minute* permettent d'obtenir une *incertitude expérimentale inférieure à 5 FAU*.

L'incertitude d'étalonnage, intègre l'incertitude sur les étalons, l'incertitude de lecture pour les étalons et l'incertitude liée à la courbe d'étalonnage utilisée (*cf. §3.1*). Quoi qu'il en soit, des *incertitudes inférieures à 2%* de la valeur mesurée (*~5FAU pour une turbidité de 250 FAU)* peuvent être obtenues moyennant des précautions adéquates.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Si l'on tient compte des dérives, une *incertitude totale de 5%* peut constituer un ordre de grandeur réaliste pour les mesures réalisées sur le terrain (Joannis *et al.*, 2008; Lacour, 2009), moyennant des vérifications régulières.

3.3 Calibration MES-Turbidité

La calibration MES-Turbidité consiste à établir une relation entre la turbidité et la concentration en MES dans un cas précis, c'est-à-dire pour un site donné et dans des conditions bien définies (temps sec, temps de pluie, etc.).

3.3.1 Relations MES-Turbidité pour les effluents urbains

La théorie de Mie montre que pour des particules sphériques de même nature la turbidité mesurée en atténuation est proportionnelle à la concentration massique. Mais le coefficient de proportionnalité dépend des caractéristiques des particules (taille, masse volumique, indice de réfraction).

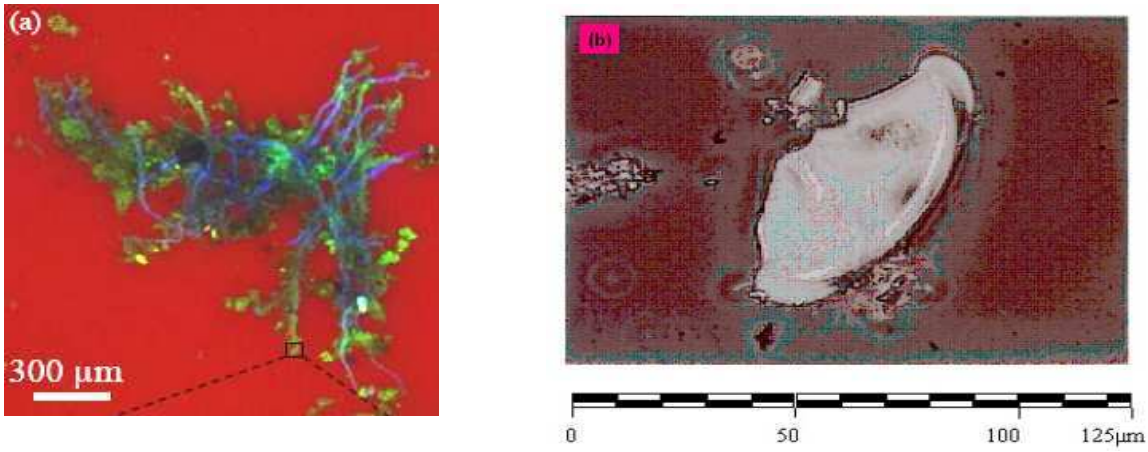


Figure 3 : image 2D d'un bloc en suspension par temps sec: (a) (Houhou, 2009), (b) (Maréchal, 2000)

(Marechal, 2000) a montré expérimentalement que la proportionnalité entre la turbidité et la concentration en MES reste valable pour des échantillons d'eau usée de temps sec qui comportent des particules très hétérogènes (formes variées et non sphériques (*Figure 3*), tailles différentes, indices de réfraction variés en fonction de la nature et la composition des particules, etc.) (*Figure 4*)

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

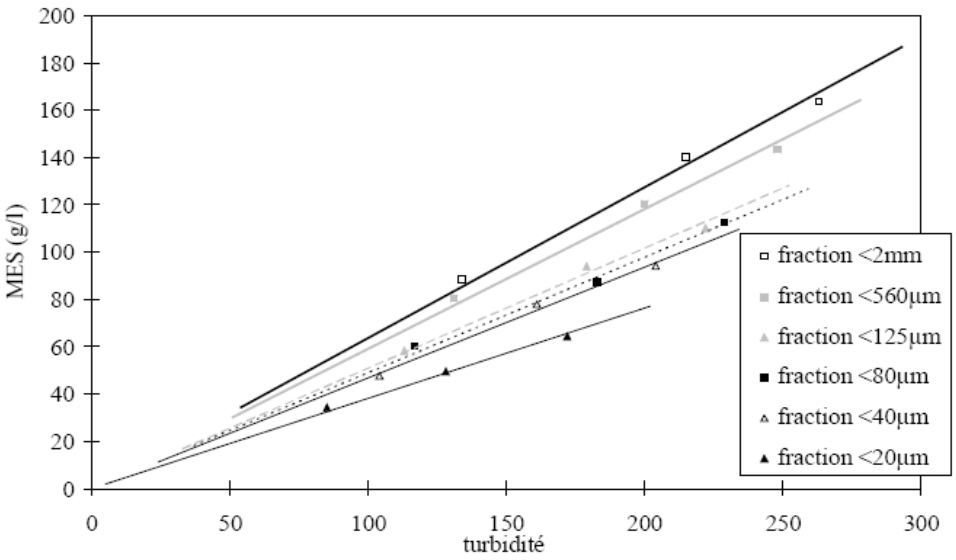


Figure 4 : Relations MES-Turbidité pour trois échantillons dilués pour différentes classes granulométriques (Marechal, 2000)

Par ailleurs, les caractéristiques des MES dans les eaux résiduaires urbaines peuvent varier en temps sec selon les heures et les jours et en temps de pluie en fonction des événements pluvieux et à l'intérieur d'un même événement). La relation entre turbidité et MES n'est donc plus ni unique ni constante.

Pourtant, les observations effectuées en réseau d'assainissement depuis plus de 30 ans ont montré que, malgré cette variabilité, on peut établir des relations moyennes représentatives de différents contextes (temps sec, temps pluie), qui ont une qualité suffisante pour évaluer des concentrations en MES.

3.3.2 Etablissement de relations MES-Turbidité

L'établissement d'une relation MES-Turbidité s'appuie sur des résultats d'analyses réalisées sur des échantillons, représentatifs du ou des contextes dans lesquels on appliquera les relations obtenues, en général temps de pluie et/ou temps sec. Pour ces deux contextes, les échantillons doivent être représentatifs de l'ensemble des conditions de temps sec (toutes les heures de la journée, tous les jours de la semaine ou jours de semaine et week-ends, jours ouvrés et vacances, etc.) et d'une large gamme d'événements pluvieux (Large plage de hauteur précipitée, d'intensité, de durée de temps sec antérieur, couverture de l'ensemble des saisons et d'une année, etc.) Si l'on veut établir des relations moyennes de temps sec et de

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

temps de pluie, quelques dizaines de points semblent constituer un ordre de grandeur minimal pour obtenir des relations moyennes satisfaisantes pour chaque contexte (Marechal, 2000; Bertrand Krajewski *et al.*, 2010). Par temps de pluie, (Lacour *et al.*, 2009a) montrent qu'il faut échantillonner cinq événements pluvieux (~5 à 15 points par événement) pour obtenir une incertitude de l'ordre de 15 % sur l'estimation de flux de MES à l'échelle annuelle. L'augmentation de nombre de points correspond souvent à une augmentation de la diversité des contextes et de conditions de mesure. Ceci implique une meilleure estimation des incertitudes.

Les mesurages doivent impérativement être tous effectués sur les mêmes échantillons qui seront soumis ultérieurement aux analyses. Le capteur utilisé doit être du même type que celui du terrain et étalonné de la même manière. Plusieurs lectures (un nombre au moins égale à 10) doivent être faites afin de déterminer les incertitudes de répétabilité de la mesure. Ces incertitudes sont faibles devant les incertitudes d'étalonnage du capteur (Joannis *et al.*, 2008). Les échantillons seront soumis ensuite aux analyses classiques en laboratoire pour déterminer les concentrations en MES. Les incertitudes de mesures de la concentration en MES sont de l'ordre de 5 à 10 % des valeurs mesurées et elles peuvent atteindre 15 à 20 % pour des valeurs basses de concentrations (Gromaire and Chebbo, 2001; Bertrand-Krajewski *et al.*, 2008; Ruban *et al.*, 2010). Ces incertitudes peuvent être calculées en faisant des réplicats des analyses (duplicats (Ruban *et al.*, 2010) ou triplicats (Bertrand-Krajewski *et al.*, 2008)).

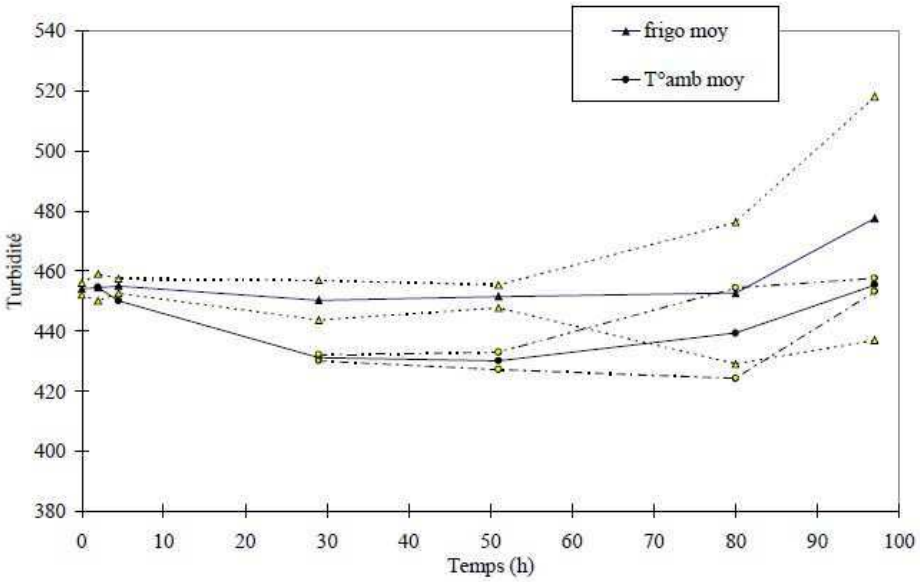


Figure 5 : suivi comparatif de l'évolution de la turbidité d'échantillons placés au réfrigérateur ou conservés à température ambiante (en pointillés, les écarts types mesurés) (Marechal, 2000)

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Une attention particulière doit être portée aux conditions de conservation de l'échantillon (durée et mode de conservation). (Marechal, 2000) a observé une diminution rapide et marquée de la turbidité pour les échantillons conservés à température ambiante en comparaison avec ceux placés au réfrigérateur (*Figure 5*). De même, (Arambourou, 2008) a observé une diminution de la turbidité dans les eaux de ruissellement de l'ordre de 20% pour une durée de conservation de l'ordre de 48 heures à la température ambiante.

Le calcul de la fonction de corrélation entre la turbidité et la concentration en MES peut être effectué de plusieurs manières : Méthode classique de régression linéaire ou polynomiale de degré 2 ou 3 (Moindre Carrés ordinaire) dans le cas où on ne dispose pas d'informations sur les incertitudes de mesure de la turbidité et de la concentration en MES ; méthodes de régressions plus élaborées : (par exemple méthode de Williamson (Bertrand-Krajewski, 2004; Metadier and Bertrand-Krajewski, 2010) ou méthode de Monte-Carlo (Lacour *et al.*, 2009a) qui nécessitent une connaissance des incertitudes.

3.3.3 Variabilité des relations MES-Turbidité

Les données disponibles sur la variabilité des relations MES/Turbidité sont très limitées. Elles ne permettent pas d'identifier les variables explicatives de cette variabilité.

Les études menées mettent en avant une variabilité importante des relations MES/Turbidité en fonction du contexte étudié. Cette variabilité pourrait être due en partie à des différences dans les méthodes d'établissement de ces relations. En effet, certaines règles techniques de bonne pratique garantissant un niveau de fiabilité élevé des résultats doivent impérativement être respectées. Le non respect de ces règles constitue une des raisons ayant amené certains gestionnaires à considérer, à tort, qu'il n'était pas possible d'utiliser les turbidimètres en réseau d'assainissement.

Pour un type de capteur donné et un site donné, les relations sont différentes en temps sec et en temps de pluie. De plus les relations peuvent varier, de manière plus ou moins significative d'un événement pluvieux à un autre (Marechal, 2000; Bertrand Krajewski *et al.*, 2010). Ceci peut s'expliquer par la variation des caractéristiques des effluents et des particules qu'ils transportent.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les variations inter-événementielles observées sur plusieurs sites à Lyon et à Nantes n'ont pas pu être reliées systématiquement aux caractéristiques générales des événements pluvieux telles que la hauteur précipitée, l'intensité, la durée de temps sec antérieur, la période de retour etc. Certaines tendances sont décelables telles qu'une amélioration du coefficient de corrélation après introduction, dans la relation linéaire, d'un terme dépendant du débit moyen de l'événement pluvieux.

3.3.4 Précision des évaluations de MES obtenues à partir d'une relation MES-Turbidité

Une fois établie, la relation MES-Turbidité permet de transformer directement une valeur de turbidité en une valeur de concentration équivalente en MES, assortie d'une incertitude. Cette incertitude dépend de trois facteurs (Bertrand Krajewski *et al.*, 2010) : (a) l'incertitude sur la mesure de turbidité sur le terrain, essentiellement due à l'étalonnage du turbidimètre et à sa dérive éventuelle ; (b) la capacité prédictive de la relation, qui est limitée par la dispersion irréductible des valeurs réelles autour de cette moyenne, elle-même due aux variations des caractéristiques des particules en suspension, et (c) l'incertitude sur la détermination de la relation moyenne MES-Turbidité, provoquée par la dispersion des nuages des points (Turbidité, MES), elle-même due à l'incertitude sur les mesures et les analyses et aux variations des caractéristiques de particules présentes d'un prélèvement à un autre.

Les incertitudes sur l'évaluation des MES à partir de la relation MES-Turbidité sont de l'ordre de 15 à 30%, ou 30 à 60 mg/l pour une valeur instantanée. Ces valeurs sont supérieures aux incertitudes d'analyses en laboratoire des MES, surtout pour les faible valeurs, tout en restant dans les mêmes ordres de grandeur.

Les incertitudes sur l'estimation des masses événementielles ou annuelles sont inférieures à celles affectant les valeurs instantanées. En utilisant des bases de données MES-Turbidité très riches (quelques dizaines d'événements pluvieux), (Lacour *et al.*, 2009a; Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011b) ont réussi à estimer les masses événementielles à moins que 5%. Par ailleurs, (Lacour *et al.*, 2009a) a montré qu'une relation moyenne MES-Turbidité, établie à partir de 5 événements pluvieux, permet d'estimer la masse annuelle en MES par temps de pluie à mieux que 15%. Il faudrait consentir un effort d'échantillonnage dix fois supérieur pour obtenir une précision analogue sans mesure en continu (Mourad *et al.*, 2005b; Lacour *et*

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

al., 2009a). Toutes ces incertitudes ont été calculées en supposant que les erreurs de mesure et/ou les erreurs résiduelles impliquées par la relation moyenne sont indépendantes.

4 CONCLUSION ET PERSPECTIVES

L'intérêt et la faisabilité des mesures en continu de turbidité pour évaluer la charge particulaire dans les eaux urbaines a été démontrée dans des travaux de référence et suppose de :

- appliquer des protocoles adaptés permettant l'obtention de données de turbidité fiables et précises à pas de temps très court et sur des durées longues ;
- appliquer une méthodologie adaptée pour établir des corrélations entre MES et turbidité, sachant que ces corrélations dépendent de la nature des particules et donc du contexte étudié.

A l'heure actuelle, il n'existe pas d'informations fiables sur la variabilité de la relation MES-Turbidité et sur l'impact de cette variabilité sur l'évaluation de la concentration et des masses de MES à différentes échelle du temps (instantanée, événementielle, annuelle). De plus, les facteurs explicatifs d'une éventuelle variabilité sont mal connus.

Compte tenu de ce contexte, le premier objectif de la thèse vise à étudier la représentativité de la turbidité pour analyser le transport solide en réseau d'assainissement unitaire.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

CHAPITRE 2.

SOURCES, FLUX ET TRANSFERT DES MES EN RESEAU D'ASSAINISSEMENT UNITAIRE

1 INTRODUCTION

Les réseaux d'assainissement unitaires sont conçus pour évacuer les eaux usées domestiques et industrielles et les eaux de ruissellement sur les surfaces urbaines au cours d'un événement pluvieux. Par conséquent, la pluie, se charge en contaminants le long du cheminement de l'eau depuis l'atmosphère jusqu'à l'exutoire du réseau. Les effluents urbains transportent des charges polluantes sous formes dissoute ou particulaire. Cette dernière forme, transportée en suspension, interagit avec le réseau d'assainissement par des phénomènes d'accumulation et d'érosion des stocks de dépôts. La mobilisation des polluants sédimentés en réseau représente une part essentielle des flux de temps de pluie (Gromaire *et al.*, 2001; Gasperi *et al.*, 2010). Ainsi, de nombreux travaux de recherche s'accordent à reconnaître l'importance de cette pollution sur les milieux récepteurs (Servais *et al.*, 1999; Diaz-Ferros *et al.*, 2002; Weyrauch *et al.*, 2010; Passerat *et al.*, 2011), et estiment que les flux polluants à l'échelle de l'événement pluvieux sont très largement supérieurs aux flux journaliers rejetés par les stations d'épuration et ceci, pour de nombreux paramètres polluants (Diaz-Ferros *et al.*, 2002; Kinoshita *et al.*, 2002; Weyrauch *et al.*, 2010).

Pour faire face à ces problèmes écologiques et environnementaux, la réglementation est de plus en plus stricte : la directive cadre européenne sur l'eau de 2000 a ainsi pour objectif le retour au bon état écologique et chimique de toutes les masses d'eau d'ici 2015 (2000/60/EC). De plus, la nouvelle perception de l'eau, imposée par les enjeux écologiques et réglementaires, est aujourd'hui partagée par les citoyens, mais aussi par leurs représentants (Deroubaix, 2010). Ainsi, les enjeux deviennent non seulement politiques, mais aussi économiques, dans le sens où ces nouvelles orientations nécessitent et nécessiteront encore des dépenses importantes pour la mise au point de solutions destinées à réduire les rejets urbains par temps de pluie (actions à l'amont du réseau, au sein et à l'aval du réseau) ou leurs impacts.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

De nombreux travaux de recherche permettent aujourd'hui de constituer une base de connaissances sur la pollution des rejets urbains par temps sec et temps de pluie (Chebbo, 1992b; Saget, 1994; Gromaire-Mertz, 1998; Ahyerre, 1999; Ashley *et al.*, 2003; Oms, 2003; Kafi-Benyahia, 2006; Zgheib, 2009; Becouze, 2010). Ce chapitre vise à faire un bilan des connaissances et expériences acquises sur les sources, flux et processus de génération et de transfert des MES dans le réseau d'assainissement unitaire.

Dans un premier temps nous décrivons les données sur l'importance de la pollution particulaire. Ensuite nous étudions le système en le décomposant en trois compartiments : (*Figure 6) : les entrées, les stocks de dépôt et les sorties*:

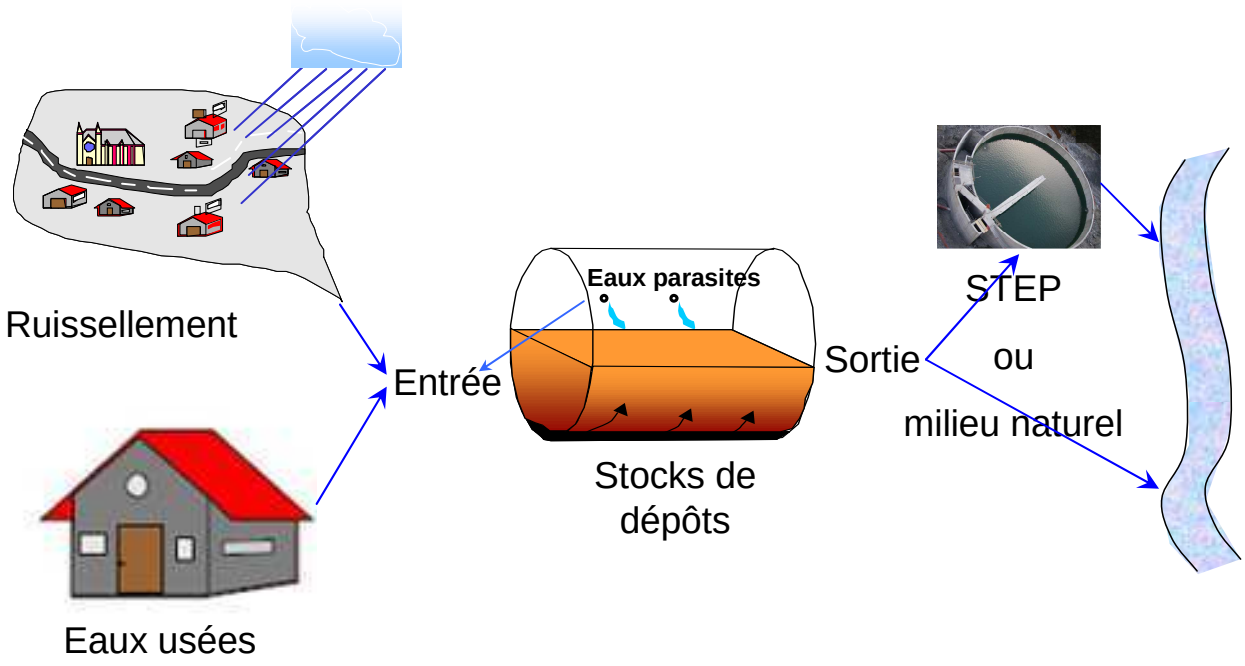


Figure 6 : Sources de polluants des RUTP (inspiré de (Ahyerre, 1999))

Les entrées : elles correspondent aux retombées atmosphériques, aux eaux de lavage des voiries, aux eaux de ruissellement sur les différentes surfaces urbaines, aux eaux parasites, et aux eaux usées domestiques et industrielles.

Les stocks de dépôt : plusieurs types de dépôts se forment par temps sec dans le réseau d'assainissement unitaire : dépôt grossier, biofilms et couche organique. Ces dépôts sont remis en suspension pendant les évènements pluvieux et contribuent à la pollution des rejets urbains de temps de pluie (RUTP).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les sorties : ce sont les effluents de temps sec et de temps de pluie à l'exutoire du réseau d'assainissement.

Pour chaque compartiment, nous traitons les données sur :

- les concentrations et les flux des MES et leurs variabilités temporelles et spatiales
- les processus de génération et de transport des MES en réseau d'assainissement et l'état actuel de leur modélisation.

Enfin, nous étudions la contribution des différentes sources «Eaux usées, eaux de ruissellement et stocks de dépôt du réseau » aux flux des MES transportés par temps de pluie à l'exutoire d'un réseau d'assainissement unitaire.

2 IMPORTANCE DES MES COMME VECTEUR DE CONTAMINANTS

Quels que soient l'urbanisation et le type de réseau, les différentes études montrent que l'essentiel de la pollution des rejets urbains de temps de pluie se trouve dans la phase particulaire (diamètre > *0.45 µm)* (Chebbo *et al.*, 1995; Ashley *et al.*, 2005; Zgheib *et al.*, 2011). Dans certains cas, les eaux urbaines rejoignent le milieu naturel sans aucun traitement. Les polluants présents sous forme particulaire peuvent alors sédimenter et participer à la dégradation de la qualité des sédiments de milieux naturels (Seidl *et al.*, 1998; Servais *et al.*, 1999).

La répartition dissous particulaire d'une substance dans un échantillon d'eau urbaine dépend de son caractère hydrophobe (Zgheib, 2009). L'importance du caractère hydrophobe d'une substance peut être évaluée à partir du coefficient de partage octanol/eau (K_{ow}) (*Figure 7*). En effet, les substances ayant un $LogK_{ow} > 3$ ont une tendance à s'associer aux particules. Dès lors que $LogK_{ow} > 4$, la proportion dans la phase dissoute est faible.

Les études menées sur des sites expérimentaux parisiens montrent que les MES fixent environ 85 % de la pollution totale en DCO, 80 % de la DBO_5 (demande biologique en oxygène à 5 jours), 70 % du cadmium, 95 % du cuivre, 95 % du plomb, 85 % du zinc et 90 % des HAP (hydrocarbures aromatiques polycycliques) (Gasperi *et al.*, 2006; Kafi-Benyahia *et al.*, 2008; Gasperi *et al.*, 2011).

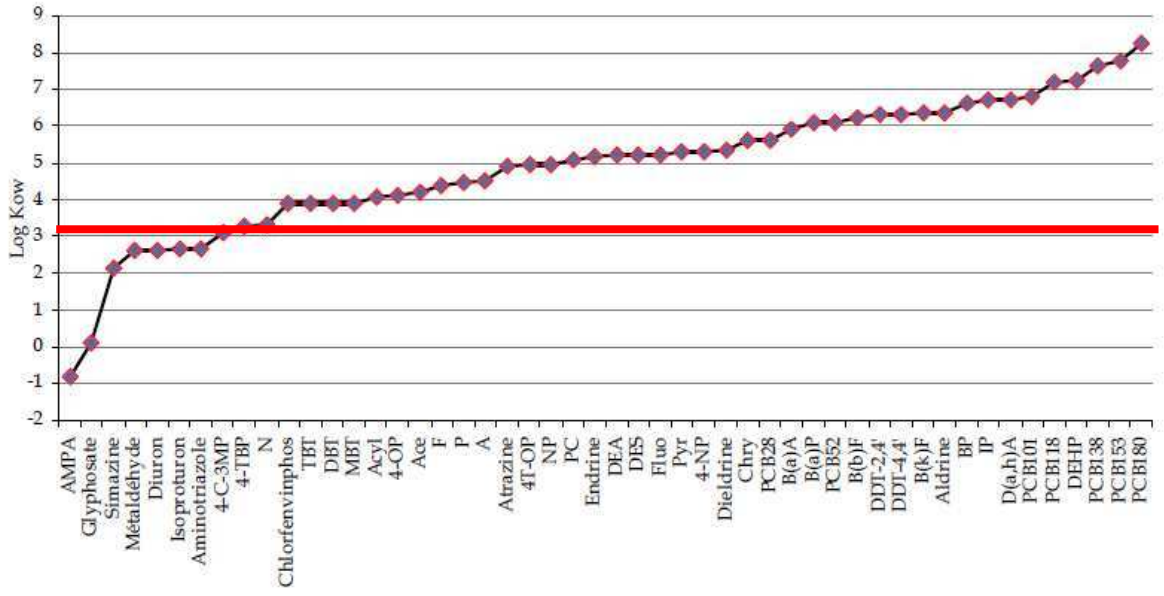


Figure 7 : LogKow des polluants observés dans les eaux urbaines (Zgheib, 2009)

3 LES ENTREES

Les principales entrées dans le réseau d'assainissement unitaire sont synthétisées dans la *Figure 8*. Il s'agit essentiellement des retombées atmosphériques (entrée indirecte), du ruissellement urbain, du lavage des voiries et d'apports d'eaux usées domestiques et professionnels et d'eaux parasites.

3.1 Les retombées atmosphériques

Les polluants émis dans l'atmosphère sont transportés par les aérosols sur de longues distances et viennent se déposer sur les sols via les retombées atmosphériques qui peuvent être de deux types : retombées sèches et retombées humides pendant la pluie.

Les retombées sèches constituent un apport en particules fines et en micropolluants (métaux, hydrocarbures). Elles sont variables d'un site de mesure à un autre. Ceci peut s'expliquer par une hétérogénéité de la production des polluants et par la proximité des sites de mesure par rapport aux sources d'émission (Garnaud, 1999; Huston *et al.*, 2009). Les dépôts secs sont remis en suspension par temps de pluie sous l'effet de la pluie. Par ailleurs, d'autres mécanismes peuvent intervenir pour remobiliser les polluants, tels que le balayage des rues, le nettoyage des places de marchés, le vent (Ball *et al.*, 2000). Les flux de MES dans les retombées sèches, cités dans (Becouze, 2010), varient entre 8 -50-185 mg/m² (min-moy.-max)

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

sur le site unitaire d'Ecully à Lyon. Ces flux contribuent aux flux accumulés par temps sec sur la surface du bassin versant. Selon (Becouze-Lareure *et al.*, 2011), ces flux représentent environ 3% de la masse des MES transportées à l'exutoire du réseau d'Ecully à l'échelle de l'événement pluvial.

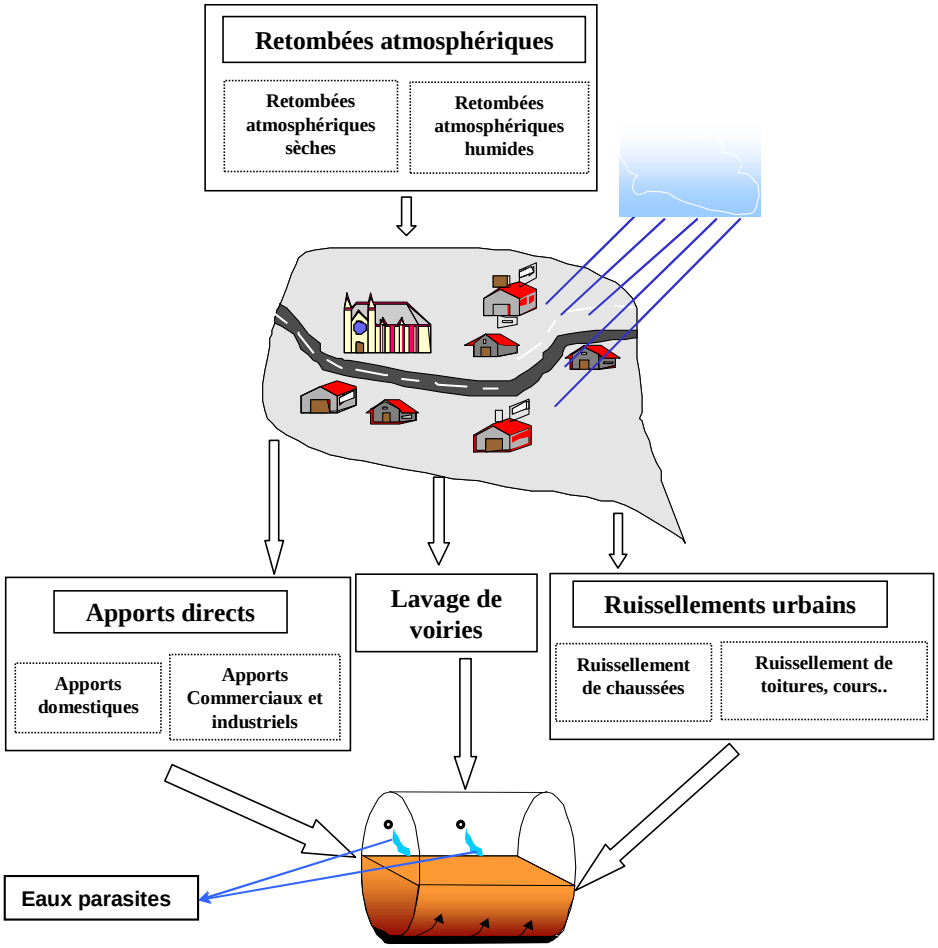


Figure 8 : Principales entrées dans le réseau d'assainissement unitaire (source : (Kafi-Benyahia, 2006))

Les retombées humides correspondent essentiellement à la pluie. Le lessivage de l'atmosphère par les eaux météoriques détermine la pollution de l'eau de pluie à l'instant où elle touche le sol. Elles ont une faible concentration en MES (*<20 mg/l*) (Grange and Deutsch, 1986; Becouze, 2010).

3.2 Eaux de ruissellement

Elles représentent la partie collectée par les réseaux d'assainissement en provenance des surfaces urbaines. Ces flux représentent la réponse hydrologique rapide du bassin versant à une précipitation.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La pollution des eaux de ruissellement provient d'une part du lessivage de l'atmosphère, et d'autre part du lessivage des surfaces imperméables (chaussées, toits, trottoirs, parkings et cours) contaminées par la pollution atmosphérique et par la pollution liée aux activités humaines (industries, circulation routière...). Les caractéristiques des eaux de ruissellement des différentes surfaces urbaines ont déjà fait l'objet de plusieurs études (Gromaire-Mertz *et al.*, 1999; Gnecco *et al.*, 2005; Han *et al.*, 2006a; Lamprea, 2009). Les résultats obtenus seront synthétisés dans ce paragraphe.

3.2.1 Ordre de grandeur de la concentration en MES

Le *Tableau 1* présente les ordres de grandeur des concentrations en MES dans les eaux de ruissellement de chaussées, de toitures et de cours/parking. Les résultats obtenus montrent des concentrations élevées dans les eaux de ruissellement de chaussées. D'après (Gromaire-Mertz, 1998), entre 40 et 70 % des MES entrant dans le réseau d'assainissement proviendraient de la voirie. L'importance de la concentration en MES des eaux de ruissellement des voiries varie en fonction de l'occupation du sol et l'intensité du trafic routier.

Les concentrations en MES des eaux de ruissellement au niveau des cours (Gromaire-Mertz *et al.*, 1999) sont largement inférieures à celles mesurées dans les eaux de ruissellement des parkings (PITT and CLEYRERGUE, 1995).

En revanche, les eaux de ruissellement de toitures contiennent de faibles quantités de matières en suspension.

Tableau 1 : concentrations moyennes des MES dans les eaux de ruissellement par type de surface (mg/l) : (1) (Gromaire-Mertz *et al.*, 1999) ; (2) (Lamprea, 2009); (3) (Boller, 2004); (4) (PITT and CLEYRERGUE, 1995)

Référence :	(1)			(2)			(3)		*(4)*
Statistiques	d_{10}	d_{50}	d_{90}	min	moyenne	max	Min	max	moyenne
Chaussées	53	97	256	44	65	100	15	377	49
Toitures	6	17	74	2	8	38	15	40	-
Cours / parking	13	40	152	-	-	-	-	-	100

La *Figure 9* illustre la variabilité de la concentration moyenne événementielle des eaux de ruissellement par occupation de sol à partir de la base de données américaine NSQD (EPA,

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2005). Elle montre une variabilité importante de cette concentration pour un même type d'occupation de sol et entre différentes occupations de sol.

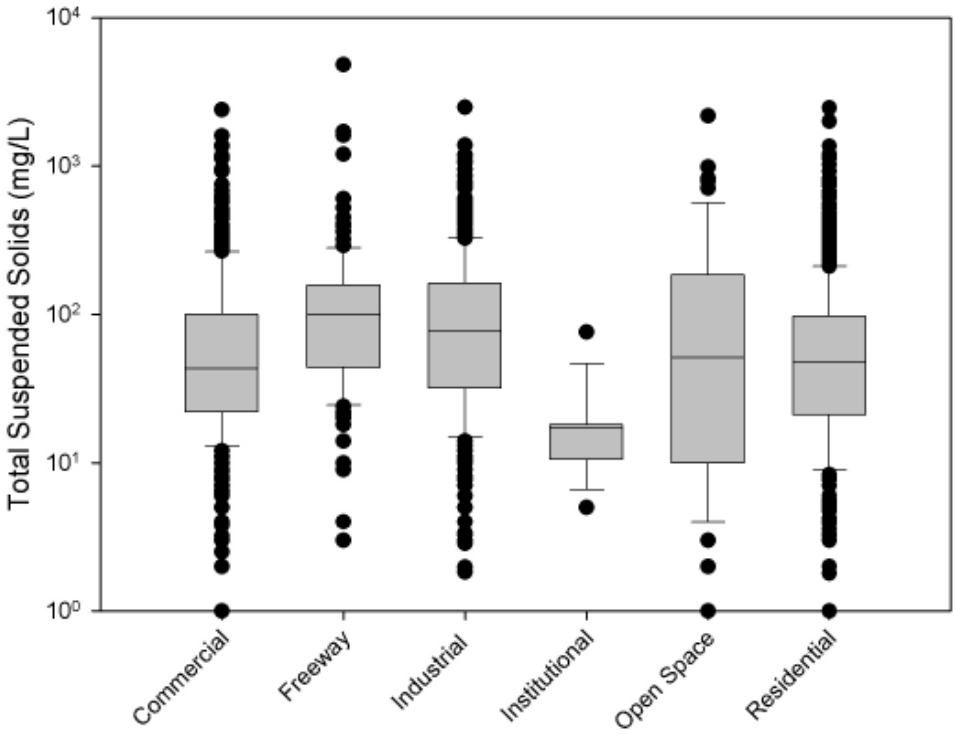


Figure 9 : boîtes à moustaches de la base de données américaine NQSD pour la concentration en MES des eaux de ruissellement par occupation du sol (entre 133 et 977 événements pluvieux) (EPA, 2005)

3.2.2 Variabilité intra-événementielle

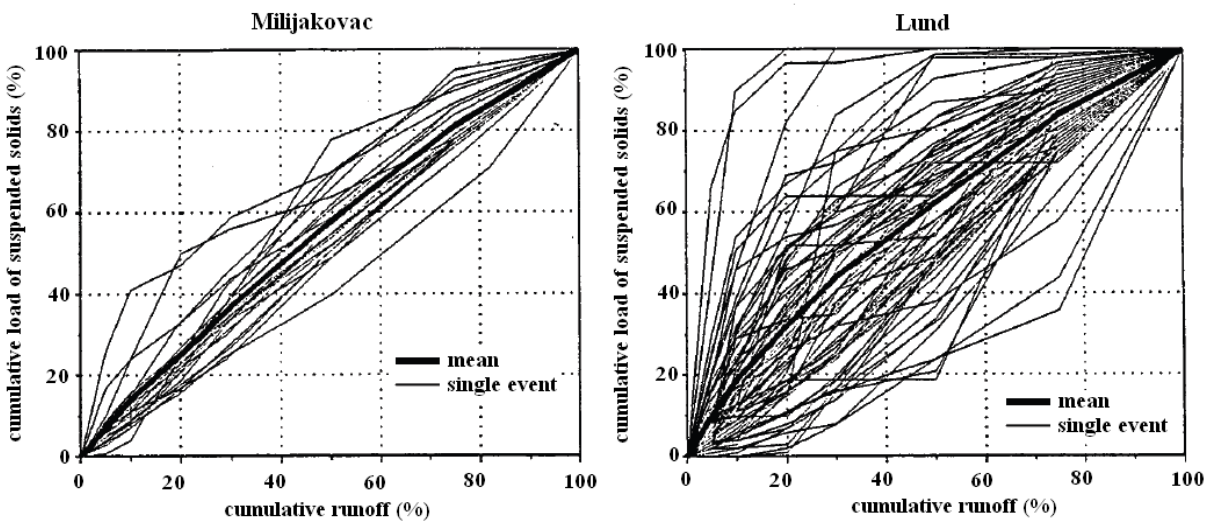


Figure 10 : répartition de la masse de MES au cours de l'événement à Lund et à Miljakovac (Deletic, 1998)

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La *Figure 10* synthétise la répartition de la masse de MES au cours de l'événement pluvieux sous forme des courbes M(V) (Masse cumulée relative en fonction du volume cumulé relatif), pour l'ensemble des pluies étudiées à Lund et à Miljakovac en Suède et en Serbie (Deletic, 1998).

En moyenne sur l'ensemble des événements étudiés, on note que la masse de particules est répartie de façon relativement uniforme sur l'ensemble du volume ruisselé. Les premiers 30% du volume ruisselé véhiculent 37% (Miljakovac) et 43% (Lund) de la masse totale de solides. Ces chiffres traduisent une légère avance des pics de concentration en MES par rapport aux pics de débit. Cette répartition de la masse au cours de l'événement est cependant assez variable d'une pluie à une autre, comme le montre l'ampleur du fuseau de courbes sur la *Figure 10*. Un phénomène de « premier flot » (first flush), caractérisé par la présence d'une fraction importante de la masse totale de solides dans la première fraction du volume écoulé, a pu être observé pour un nombre restreint d'événements pluvieux. (Deletic, 1998) n'a pas trouvé de relation claire entre la présence ou non d'un « *first flush* » et les caractéristiques de la pluie, les caractéristiques du ruissellement ou la durée de temps sec précédente. Des résultats similaires ont été observés par (Wang *et al.*, 2006; Li *et al.*, 2007; Ren *et al.*, 2008).

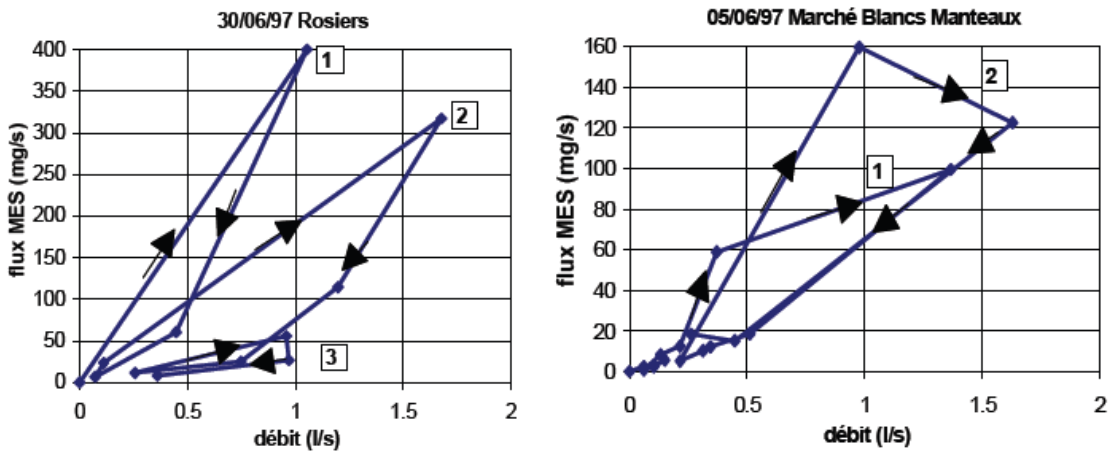


Figure 11 : exemple de courbes flux-débit pour les eaux de ruissellement de voiries de deux événements pluvieux au Marais (Gromaire-Mertz, 1998)

(Gromaire-Mertz, 1998) a conclu également à l'absence relative de phénomène de premier flot dans les eaux de ruissellement de voiries du Marais à Paris, tel qu'il a été défini par (Bertrand-Krajewski *et al.*, 1998). De plus, (Gromaire-Mertz, 1998) trouve des formes

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

complexes de la courbe flux/débit ce qui reflète la complexité des processus de génération et de transport des MES dans les eaux de ruissellement. (*Figure 11*).

3.2.3 Processus d'accumulation et d'entraînement et leurs modélisations

Les modèles utilisés peuvent être de plusieurs types : modèles stochastiques qui fournissent des distributions statistiques des Concentrations de MES (souvent distribution log-normale) (Rossi, 1998; Duncan, 1999; EPA, 2005), modèles statistiques de régressions qui calculent une concentration ou une masse événementielle en fonction des caractéristiques de l'événement pluvieux (Driver and Troutman, 1989; Han *et al.*, 2006b), modèles détaillés qui décrivent les processus d'accumulation et de transfert des MES (Deletic *et al.*, 1997; Deletic *et al.*, 2000).

Les mécanismes d'accumulation et d'érosion sont très complexes et les paramètres hydrologiques et hydrauliques qui les influencent sont très nombreux. Les différentes études sur le sujet s'accordent pour dire que l'arrachement des particules déposées est dû à l'impact des gouttes de pluie sur le sol, et que le transport des particules arrachées dépend du ruissellement de surface (Kanso, 2004).

De ce fait il est très difficile de décrire de manière mécaniste la mobilisation par le ruissellement des solides accumulés sur le bassin versant. La plupart des modèles existants sont des modèles conceptuels.

3.2.3.1 Accumulation des solides sur les surfaces urbaines

La masse de stock de polluants disponible sur les surfaces en début de pluie résulte du dépôt des polluants au cours du temps sec précédant la pluie et dépend des facteurs tels que le type et la pente de la surface du sol, le mode d'occupation du sol, la circulation, le nettoyage de la voirie, les conditions météorologiques… Il en résulte une variabilité spatiale et temporelle importante dans le processus d'accumulation.

La plupart des recherches menées pour étudier l'accumulation des polluants ont été conduites aux Etats-Unis. Les premières études ont été menées au cours des années 1960, suivies par les études de (Sartor and Boyd, 1972) sur différentes zones avec différents types d'occupation de sol.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

(Sartor and Gaboury, 1984) ont cité les principaux facteurs influant la masse de dépôt présente sur la chaussée : l'occupation du sol, l'état du revêtement et la fréquence des pluies, avec comme facteur secondaire l'intensité de pluie et de vent. Pourtant, dans une étude sur le Marais à Paris, (Gromaire-Mertz, 1998) a remarqué que la fréquence des pluies n'a pas d'influence significative sur les concentrations de polluants générés en temps de pluie.

Selon l'étude de Sartor et Boyd, la masse disponible des polluants tend vers une valeur limite au bout d'une dizaine de jours selon le type d'occupation de sol. Sur la base de ces constats, (Sartor *et al.*, 1974) ont proposé un ajustement asymptotique de la masse de stock accumulée en fonction de la durée de temps sec.

En décomposant l'accumulation en deux phénomènes principaux : dépôt et disparition, une relation exponentielle (accumulation asymptotique) a été élaborée et largement utilisée (Alley and Smith, 1981). La modélisation du processus d'accumulation n'a pas avancé d'une façon significative depuis les années 1970 où quelques formulations empiriques (linéaire, puissance ou exponentielle) ont été développées et utilisées dans tous les logiciels actuels (*Figure 12*).

Dans quelques modèles, la source des polluants sur les surfaces est supposée illimitée et par conséquent il n'y a pas besoin de tenir compte de l'accumulation.

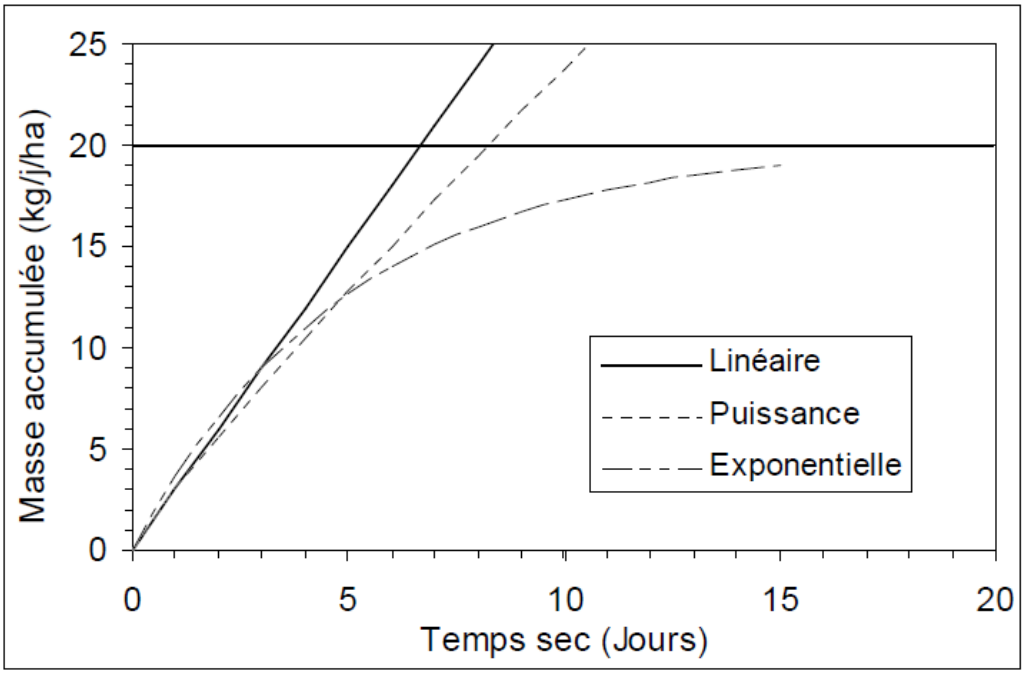


Figure 12 : Les différents modèles d'accumulation (les chiffres sont à titre indicatif)

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.2.3.2 Entraînement sur la surface

Le ruissellement généré par la pluie sur les surfaces imperméables, mobilise et entraîne les particules déposées et accumulées par temps sec vers le réseau d'assainissement. Comme le phénomène d'accumulation, la mobilisation de la pollution est très complexe. Selon (Servat, 1984), les facteurs susceptibles de jouer un rôle dans ce processus sont les suivants : intensité moyenne ou maximale de la pluie ; hauteur de la pluie ; durée de la pluie ; taille des gouttes de pluie ; débit de pointe du ruissellement ; volume ruisselé ; topographie du bassin versant ; rugosités ; caractéristiques des dépôts (granulométrie, densité, cohésion,…). Cependant, (Gromaire-Mertz, 1998) rapporte que les caractéristiques de l'événement pluvieux n'expliquent qu'une partie de la variabilité des concentrations des polluants générés lors d'un événement pluvieux sur le bassin versant expérimental du Marais.

Pour décrire la mobilisation des particules par la pluie, les modélisateurs distinguent entre deux processus :

- l'arrachement des particules à la surface ;
- l'entraînement vers le réseau.

La complexité des phénomènes physiques en jeu est telle que la plupart des modélisateurs se sont orientés vers des approches globales : certains regroupent les deux processus mentionnés auparavant en un seul modèle (Bertrand-Krajewski, 1992), d'autres les détaillent (Tomanovic and Maksimovic, 1996; Deletic *et al.*, 1997; Deletic *et al.*, 2000).

Plusieurs modèles de type conceptuel ont été développés pour simuler la mobilisation des particules à la surface. La plupart de ces modèles suppose que le processus d'érosion est proportionnel à la masse disponible des particules et à l'intensité de pluie et/ou au débit ruisselé sur la surface (Jewell and Adrian, 1978). D'autre part le transfert vers le réseau est simulé souvent en se basant sur un modèle conceptuel de réservoir linéaire ayant la même constante de temps que celui utilisé pour la transformation pluie – débit (Rossman, 2004).

Des études conduites à Belgrade et à Lund (Tomanovic and Maksimovic, 1996; Deletic *et al.*, 1997) ont appliqué une description physique du phénomène d'entraînement. Cette approche suppose que l'érosion des sédiments dépend de l'énergie de l'impact des gouttes de pluie sur le sol et de la contrainte de cisaillement du ruissellement.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.2.3.3 Evaluation des modèles

Plusieurs auteurs ont tenté d'évaluer les modèles d'accumulation et de transport sur la surface urbaine (Kanso *et al.*, 2007; Dotto *et al.*, 2009; Freni *et al.*, 2009; Kleidorfer *et al.*, 2009; Francey *et al.*, 2010; Métadier, 2011).

(Francey *et al.*, 2010) ont testé un modèle simple à deux équations, qui comprend 4 paramètres de calage. L'accumulation sur la surface du bassin en période de temps sec est simulée par le modèle exponentiel de (Sartor and Boyd, 1972). L'érosion est représentée par le modèle de (Deletic *et al.*, 2000). Les résultats obtenus pour la simulation des concentrations en MES ne sont pas très encourageants.

(Kanso *et al.*, 2007) ont testé les formulations les plus fréquentes dans la littérature sur 6 voiries dans le quartier du Marais à Paris. Les résultats obtenus mettent en évidence les difficultés de calage et les grandes incertitudes dans l'estimation des paramètres.

3.3 Eaux usées

Dans un réseau d'assainissement unitaire, les eaux transitant par temps sec dans les collecteurs sont appelées eaux usées. D'une manière générale, ces eaux proviennent des usages anthropiques (apports domestiques et activités professionnelles). A ces deux types d'eau, s'ajoutent, de façon moins permanente, les eaux résultantes du lavage des chaussées, des caniveaux et des places des marchés, les eaux d'infiltration, et les eaux des réservoirs de chasse.

3.3.1 Eaux usées domestiques

Les eaux domestiques sont celles utilisées pour des usages domestiques (lavabo, évier, WC, douches et salle de bain, machine à laver…).

Les eaux domestiques mesurées, en France, en sortie d'habitation entre 1975 et 1980 varient entre *80* et *100 l/hab/j* et sont fonction de l'équipement sanitaire de l'habitation (Artieres, 1987). Selon (Butler *et al.*, 1995), le volume moyen d'eaux usées domestiques liée aux principaux usages domestiques est de l'ordre de *100 l/hab/j*, à quoi il faut ajouter un volume marginal lié à des usages divers. A Paris, le consommation d'eau potable à usage domestique est de l'ordre de *160l/hab/j* (Gromaire-Mertz, 1998). La différence dans les chiffres donnés

dans la littérature peut être attribuée à l'évolution de la consommation en liaison avec l'augmentation du niveau de confort des habitations depuis les années 80 et au mode de calcul.

Ces débits d'eaux usées ne sont pas constants dans le temps. Sur une journée, les variations horaires de débits d'eaux usées domestiques ne dépendent pas uniquement de celles des entrées dans le réseau, mais également, de la répartition dans l'espace de ces points d'entrée (Coghlan, 1995). Sur une semaine ou une saison, les variations hebdomadaires ou saisonnières sont, pour leur part, influencées par les habitudes des usagers (Verbanck, 1989; Piatyszek *et al.*, 2002). En effet, une baisse de la consommation d'eau potable, liée aux fermetures d'entreprises et aux départs en week-end, peut engendrer une baisse des débits produits en fin de semaine ; de même, une augmentation de la consommation d'eau lors de journées très chaudes peut provoquer une hausse des débits produits.

Plusieurs études ont été réalisées en France et à l'étranger pour déterminer les flux polluants des eaux usées domestiques rejetés par jour et par habitant (Besse *et al.*, 1989; Pujol and Lienard, 1990; Butler *et al.*, 1995; Rambaud *et al.*, 1997; Bécares *et al.*, 2009; Mercoiret, 2010). D'après cette sélection bibliographique, la charge polluante en matières en suspension, générée quotidiennement par habitant, varie entre 20 et 60 *g/hab/j* pour des quartiers résidentiels et petites communes rurales. Les matières fécales sont la principale source de ces MES (Vinneras *et al.*, 2003).

Les concentrations en MES des eaux usées domestiques dépend fortement de la consommation en eau potable. Selon une étude suédoise (Palmquist and Hanaeus, 2005), cette concentration varie entre 570 et 700 mg/l des eaux usées domestiques en sortie d'habitation.

3.3.2 Eaux industrielles et commerciales

Le volume et la nature des eaux industrielles et commerciales sont évidemment extrêmement variables suivant le type d'activité professionnelle (Sörme and Lagerkvist, 2002).

A Paris, la consommation d'eau potable pour les usages professionnels est équivalente à la consommation domestique (*160 l/hab/j*). La masse journalière générée en MES est environ *130 g/j/hab* (Gromaire-Mertz, 1998), ce qui est très élevé par rapport à la production générées par les eaux domestiques (*20 à 60 g/j/hab*).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.4 Lavage des voiries

Dans la plupart des grandes agglomérations urbaines, d'importants moyens humains et financiers sont employés pour le lavage de la voirie (rues, trottoirs, caniveaux). Cet effort consenti par les municipalités, est destiné à éviter la salissure des surfaces urbaines et à assurer des conditions sanitaires satisfaisantes. Il existe différentes méthodes de lavage : le balayage manuel, le lavage au jet sous pression et l'aspiration mécanique. Le balayage manuel est la technique la plus communément utilisée pour l'agglomération parisienne (presque tous les jours). Dans le cas de grandes agglomérations, ce type de lavage est effectué plusieurs fois par semaine. Des expérimentations ont été menées par (Gromaire-Mertz *et al.*, 1999) sur le bassin versant du Marais pour évaluer la qualité des eaux de lavage de la voirie. Les ordres de grandeurs des volumes utilisés, ainsi que la masse de MES érodée par mètre linéaire sont fournies dans le *Tableau 2.*

Tableau 2: Caractéristiques des eaux de lavage de la voirie (volume et MES) (Gromaire-Mertz *et al.*, 1999)

Caractéristiques	d_{10}	d_{50}	d_{90}
Volume ($l.m^{-1}.j^{-1}$)	*9,5*	*13,8*	*34,9*
MES ($g.m^{-1}.j^{-1}$)	*0.08*	*1.1*	*3.6*
MES ($mg.l^{-1}$)	*58*	*116*	*224*

La comparaison entre les flux des MES apportés par les eaux de lavage des rues et ceux apportés par les eaux de ruissellement de voirie par temps de pluie montre que les masses médianes et les concentrations médianes sont généralement comparables.

3.5 Entrées indirectes : les eaux parasites d'infiltration

Généralement peu polluées, les eaux parasites désignent des eaux claires dont la nature ne correspond pas à la vocation des ouvrages dans lesquels elles transitent. Leur présence dans le réseau est due à des défauts de conception, de réalisation ou de fonctionnement des réseaux d'assainissement (Davis *et al.*, 2001). Leur influence est non négligeable car elles provoquent des augmentations importantes des volumes d'eau (Bares *et al.*, 2011). Elles modifient également la qualité des effluents et cause une diminution de l'efficacité épuratoire des ouvrages de traitement (Weiss *et al.*, 2002).

Dans le cas de réseaux unitaires elles proviennent essentiellement d'infiltrations d'eaux dans le réseau d'assainissement *via* des fissures ou des joints de raccordement non étanches. On parle dans ce cas d'eaux parasites permanentes d'infiltration.

La dynamique des eaux parasites permanentes est en général saisonnière et peut dépendre des précipitations (Belhadj *et al.*, 1995).

4 STOCK DE DÉPÔTS EN RESEAU UNITAIRE

Des flux importants de matière pénètrent dans le réseau d'assainissement via les différentes entrées. Durant les périodes de temps sec, une partie des particules en suspension se dépose dans les collecteurs conduisant à la formation de dépôts. La mobilisation de ces dépôts suite à des augmentations de débit participe de manière importante aux flux de contaminants transportés dans les réseaux unitaires au cours des événements pluvieux.

4.1 Typologie des dépôts du réseau d'assainissement

La définition de dépôt en réseau d'assainissement est assez vaste. Elle comprend aussi bien les dépôts se trouvant au fond des collecteurs, des particules faiblement mobiles à l'interface eau - sédiment, des films bactériens, etc. Plusieurs classifications des dépôts ont été proposées. Une classification visuelle, établie aux Pays-Bas par (Kleijwegt, 1992) distingue les dépôts de sables, les boues et les solides légers (papiers, fibres, etc.). Une classification basée sur l'aspect et la situation des dépôts a été proposée par (Crabtree, 1989). Elle s'organise de la manière suivante :

- Type A : dépôt grossier en fond de collecteur, peu organique
- Type B : dépôt de type A consolidé
- Type C : Dépôt fin, mobile, organique, en surface de A
- Type D : biofilms bactériens se situant dans la zone de battement des eaux de temps sec

Les travaux menés dans le cadre d'OPUR sur le réseau d'assainissement parisien (Ahyerre, 1999; Oms, 2003) ont permis d'aboutir à un typologie assez proche de celle de (Crabtree, 1989) et qui comporte 3 composantes : (*Figure 13*):

- le dépôt grossier (DG), comprenant les dépôts de types A et B
- la couche organique (CO) correspondant au dépôt de type C

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

- le biofilm (Bio) équivalent au dépôt de type D

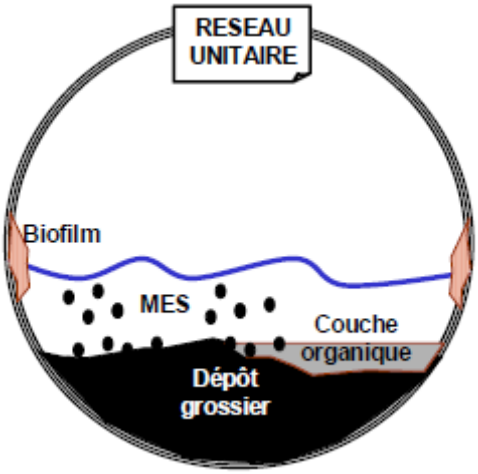


Figure 13 : différents types de dépôts en réseau d'assainissement unitaire (Gasperi, 2006)

Le dépôt grossier a été identifié et caractérisé par de nombreuses équipes de recherche. Les résultats obtenus montrent qu'il est grossier (D_{50} = *200 – 800 µm*) et de nature très minérale (MVS/MES = 5 à 19%).

Les biofilms sont des couches composées de micro-organismes, de polymères extra-cellulaires et de substances organiques et inorganiques absorbées. Les polymères représentent 90 % des matières organiques des biofilms (Ahyerre, 1999; Houhou, 2009).

De nombreuses études ont été réalisées sur l'interface eau sédiment, n'aboutissant pas toutes aux mêmes conclusions quant à la mobilité et à la nature des particules à l'interface. Dans le réseau parisien, cette interface prend la forme d'une couche de matière organique et de papiers (*MVS/MES = 50 à 77 %*), facilement mobilisable et située en surface des dépôts grossiers minéraux. (Ahyerre, 1999; Oms, 2003). Cette couche est identifiée comme la principale source de polluants par temps de pluie dans le réseau d'assainissement du Marais à Paris (*Tableau 3*).

Tableau 3: Teneurs en matière organique (MVS/MES en %)) du dépôt grossier et de la couche organique

Références	Site	Dépôt grossier	Interface eau sédiment
(Oms, 2003)	France (Paris)	-	68 – 77
(Ahyerre, 1999)		3 - 13	64
(Ristenpart *et al.*, 1995)	Allemagne (Hildesheim)	9	-
(Crabtree, 1989)	Ecosse (Dundee)	3 - 15	50

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

4.2 Localisation et dynamique de la couche organique

La présence de la couche organique a été détectée dans les parties amont de trois collecteurs du bassin versant du Marais. Cette couche apparaît dans les zones où la pente de radier et la vitesse d'écoulement sont faibles, et dans des endroits où il y a des creux dans le dépôt grossier. Ainsi, (Oms, 2003) a défini des critères nécessaires pour trouver la couche organique : faible vitesse d'écoulement ($U < 0,1$ *m/s*), faible pente de radier ($j < 0,05$) , présence de dépôts grossiers avec de creux. Selon ces critères, (Gromaire *et al.*, 2006) ont identifié les linéaires de collecteurs de six sites expérimentaux d'OPUR (phase 2) qui présentent un fort risque de présence de la couche organique. La longueur identifiée représente environ entre 7 et 32 % de la longueur totale des collecteurs sur les sites d'études. Quelques-uns des collecteurs identifiés ont été visit par (Gromaire *et al.*, 2006). Ces visites ont conclu à l'absence de couche organique selon les critères défini par (Oms, 2003) en dehors des collecteurs du Marais.

Les observations réalisées par (Ahyerre, 1999) et (Oms, 2003) révèlent que la couche organique est un matériau composé de particules de natures très différentes (eau, papiers, matières fécales, matériaux granulaires, etc.) et qui abrite une activité biologique (présence de vers).

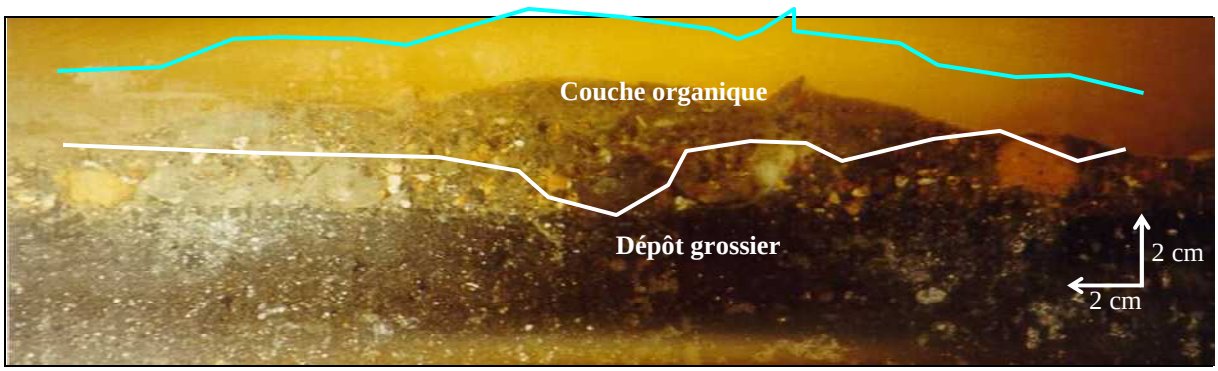


Figure 14 : Vue en coupe de l'interface eau-sédiment (Ahyerre, 1999)

(Ahyerre and Chebbo, 2002) ont précisé le mode d'accumulation de la couche organique sur le Marais grâce à une série de prélèvements effectués à différents pas de temps (de 2 jours à 6 jours), durant des périodes de temps sec. Sur 6 jours, la couche s'accumule de façon linéaire avec un taux d'accumulation de *215g de MES /j/m² de dépôts*.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les observations de (Oms *et al.*, 2005) réalisées sur le même site montrent des taux d'accumulation plus élevés et variables et elles ne permettent pas donc de conclure définitivement sur le taux d'accumulation de la couche organique. En période de temps sec, cette couche tend vers une hauteur d'équilibre stable et remplit les creux du dépôt grossier. Elle peut également subir des remaniements locaux, liés à des perturbations aléatoires, internes ou externes à la couche organique (passage de gros éléments prés du fond…). Ces remaniements conduisent à un renouvellement permanent du stock de couche organique et accentuent son hétérogénéité.

L'étude des mécanismes d'érosion de la couche organique au moyen d'injections en réseau montre qu'elle s'érode pour des taux de cisaillement faibles (à partir de *0.5 N/m*^{2}) et que le stock érodable à taux de cisaillement constant est limité (Ahyerre *et al.*, 2001). Pendant les augmentations de débit, les particules érodées sont de plus en plus minérales (*Figure 15, (b)*). Les flux érodés augmentent brutalement à chaque augmentation de débit puis redescendent et se stabilisent (*Figure 15, (a)*)(Ahyerre *et al.*, 2001).

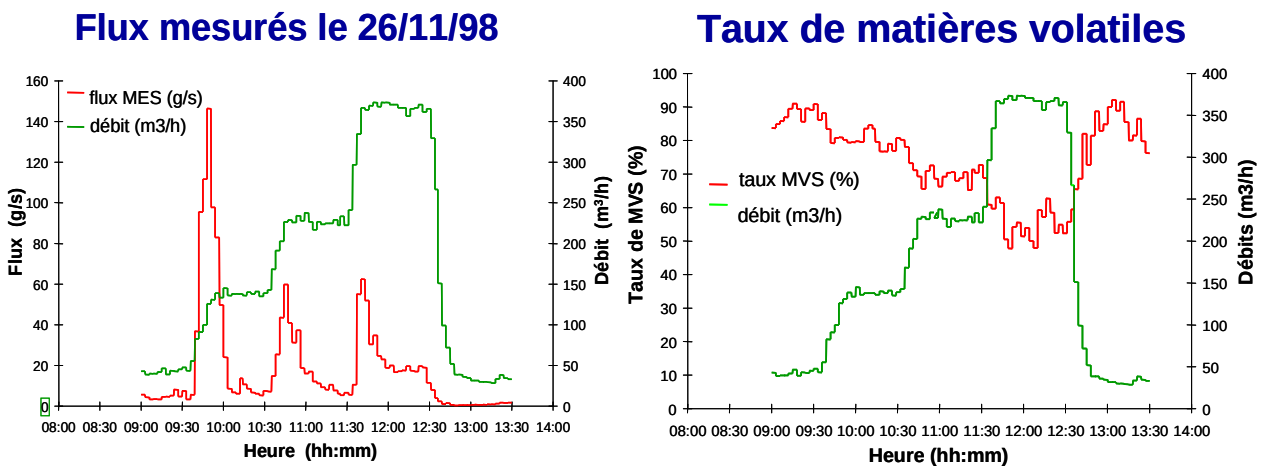


Figure 15 : Erosion des dépôts lors d'injections artificielles d'eau (Ahyerre, 1999)

A l'heure actuelle, les informations sur la localisation et la nature de l'interface eau-sédiments sont très limitées et contradictoires. De plus la compréhension des processus de sédimentation et de consolidation des dépôts reste très approximative (Ashley *et al.*, 1999; Ashley *et al.*, 2005). Très peu de données existent actuellement sur le développement des forces de cohésion entre les particules. Les expériences faites dans les laboratoires ont permis de déterminer les paramètres agissant sur la résistance des dépôts au cisaillement : teneur en

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

matière organique, teneur en particules fines, teneur en eau et rôle des microorganismes (Desutter, 2000; Tait *et al.*, 2002; Staufer, 2011)

4.3 Modélisation du transport solide en réseau d'assainissement

Dans la littérature on peut rencontrer un nombre important de modèles de transport solide qui calculent une capacité de transport en fonction des caractéristiques des solides et des conditions hydrauliques :

- Transport en suspension par une approche énergétique : Velikanov dans FLUPOL et HORUS (Bujon and Herremans, 1990; Zug *et al.*, 1999) et Wiuff dans HYPOCRAS (Bertrand-Krajewski, 1992) ;

- Transport par charriage et par suspension : Van Rijn ou Englund-Ferdsoe dans MouseTrape (DHI, 2000) ;

- Transport total : Ackers dans MouseTrap (DHI, 2000) et modèle de Skipworth (Skipworth *et al.*, 1999) ;

- Approche globale, Formule conceptuelle St-Sim (Magne *et al.*, 1996)

La quasi-totalité de ces modèles, souvent empiriques, a été initialement développée pour l'hydrodynamique fluviale et suite à des études expérimentales sur des canaux dans les laboratoires. Un certain nombre de modèles a été transposé et adapté aux réseaux d'assainissement et incorporé dans les logiciels commerciaux en utilisant un ou deux classes granulométriques des solides.

Cependant, ces approches semblent inadaptées pour le cas des réseaux d'assainissement. Ceci est dû à la différence entre les caractéristiques des solides fluviaux à caractère minéral non cohésif et les solides en réseaux d'assainissement de distribution granulométrique plus étendue avec une forte teneur en matière organique (Arthur *et al.*, 1996; Ahyerre, 1999). Ces solides sont extrêmement hétérogènes et font l'objet d'un variabilité temporelle et spatiale (Jack *et al.*, 1996).

De plus ces modèles ont été développés et validés pour le cas des écoulements permanents ce qui n'est pas le cas dans les réseaux d'assainissement où le régime est transitoire en temps de pluie

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Enfin, ces formulations visent à modéliser la sédimentation et l'érosion du corps du dépôt durant la pluie. Or, dans le cas de réseaux unitaires, des résultats sur le Marais montrent que la source de polluants dans le réseau d'assainissement est constituée d'une couche organique localisée dans l'espace, relativement mobilisable et située à l'interface eau-sédiment au fond de certains collecteurs (Ahyerre, 1999)

5 SORTIES

5.1 Eaux usées de temps sec à l'exutoire des réseaux unitaires

5.1.1 Ordre des grandeurs

Le *Tableau 4* synthétise des données bibliographiques concernant la production des flux d'eau et de MES des eaux usées de temps sec, à l'aval des réseaux unitaires.

Tableau 4: Ordre de grandeur des débits, flux et concentrations en MES moyens journaliers par temps sec

Références	Description du site	Débit	Flux	MES ($mg.l^{-1}$)
(Philippe and Ranchet, 1987) [a]	Bassin versant de 175 ha Collecteur des Coteaux (Paris) Réseau unitaire	398-485 (l/j/hab)	31-71 (g/j/hab)	78-151
(Gromaire-Mertz, 1998) [a]	Bassin versant le Marais 42 ha Réseau unitaire	338-549 (l/j/hab)	42-57 (g/j/hab)	97-170
Données SIAAP 2003-2004 tous émissaires confondus [b]	STEP seine aval	-	-	146-267-447
(Gasperi *et al.*, 2008b) [d] [b]	Marais (unitaire), 42 ha Sébastopol (unitaire), 112 ha Quais (unitaire), 402 ha Clichy centre (unitaire), 942 ha Coteaux (unitaire), 1315 ha Clichy aval (unitaire), 2581 ha	336-448-520 338-441-400 315-419-378 408-429-477 372-380-429 368-425-465	76-81-108 55-70-90 72-78-90 74-86-90 79-82-108 82-86-101	153-218-252 119-166-209 169-186-226 166-189-221 202-254-214 191-208-243
(Lee and Bang, 2000) [c]	Trois bassins versants urbains de 75 à 558 ha, réseau unitaire (Corée du sud)	-	-	49 -105- 251

[a] : min-max ; [b] : d_{10}-d_{50}-d_{90} ; [c] : min-moy-max ; [d] débit en l/EHN/j et flux en g/EHN/j ;
EHN : Equivalent habitant azote

Sur les sites parisiens, les volumes d'eaux usées exprimés en *l/hab/j*, les masses de MES exprimées en *g/hab/j* et les concentrations en MES obtenus par (Gromaire-Mertz, 1998) sont comparables avec ceux obtenus par (Philippe and Ranchet, 1987).

L'étude des concentrations et des flux par temps sec à l'exutoire de six bassins versants expérimentaux situés à Paris et présentant des tailles croissantes (42 à 2581 ha)(Gasperi *et al.*,

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2008b) montre une homogénéité spatiale des flux et des concentrations pour une occupation des sols donnée.

5.1.2 Variabilité inter et intra-journalière des débits et des flux des MES d'eaux usées

La production d'eaux usées est essentiellement liée à l'activité humaine, il n'est pas donc surprenant que les flux d'eaux et de MES correspondants présentent des cycles de 24 heures très marqués, et une certaine reproductibilité d'un jour à un autre. D'autres rythmes dépendant de cette activité interviennent également : semaine, saison, auxquels s'ajoute l'occurrence plus ou moins irrégulière de vacances scolaires,…(Aumond and Joannis, 2006). En plus de l'activité humaine, d'autres facteurs peuvent jouer sur ces cycles tels que les phénomènes de sédimentation / érosion liés à la capacité de transport de l'écoulement, les phénomènes de dilution des effluents par des eaux claires parasites (Kafi-Benyahia *et al.*, 2006b).

Les profils journaliers du débit d'eaux usées sont donc variables en fonction des caractéristiques du bassin de collecte et de la période considérée. Généralement, ils présentent deux pics correspondant aux heures de forte consommation d'eau (Degrémont, 1989; Gromaire-Mertz, 1998; Palmquist and Hanaeus, 2005; Aumond and Joannis, 2008). Les valeurs maximales correspondent aux pics d'activité et sont respectivement observés entre 7h et 10h et entre 19h et 22h. Les valeurs minimales sont observées au cours des tranches nocturnes. Le dimanche, le premier pic d'activité est décalé (de 9h à 13h). A l'aval des grands bassins versants, la distinction de ces deux pics d'activité n'est pas toujours possible puisqu'un phénomène de lissage apparaît (Degrémont, 1989).

Plusieurs études se sont intéressées à la variabilité du profil de débit d'eaux usées de temps sec à l'exutoire d'un bassin versant (Piatyszek *et al.*, 2002; Baer *et al.*, 2005; Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011a). Les résultats montrent des profils de débit variables entre les jours ouvrables, les jours fériés et les jours de vacances scolaires.

Les flux de MES sont généralement considérés comme liés au débit d'eau. Divers auteurs ont mis en évidence une relation croissante entre le flux horaire des solides et le débit horaire (Bertrand-Krajewski, 1992; Gromaire-Mertz, 1998; Kafi-Benyahia *et al.*, 2006b). Ils notent cependant que la dispersion des points reste importante et que le débit n'est pas le seul

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

paramètre explicatif des variations de flux. (Gromaire-Mertz, 1998) a observé une influence des eaux de lavage de voiries sur cette relation.

Pour les concentrations, la notion de profil journalier type est *a priori* moins pertinente et plus difficile à corriger par les effets de dilution causés par les eaux claires parasites (Potier and Weiss, 1997; Aumond and Joannis, 2006, 2008).

5.1.3 Modélisation des eaux usées de temps sec

Dans les modèles de calcul des flux polluants par temps de pluie les flux d'eaux et de contaminants dans les eaux usées sont calculés à partir de données mesurées à l'exutoire des réseaux d'assainissement. (Bertrand-Krajewski, 1992; Zug, 1998; Kanso, 2004). Pour chaque sous bassin, les flux d'eaux usées, calculés proportionnellement au nombre d'habitants, sont ajoutés aux flux d'eaux de ruissellement et injectés dans le réseau.

(Butler and Graham, 1995) propose un modèle stochastique, couplé à un modèle d'écoulement de Muskingum-Cunge, pour prédire les variations spatiale et temporelle des débits d'eaux usées domestiques. Les profils moyens calculés avec ce modèle sont entachés de beaucoup d'incertitudes. De plus, ce modèle nécessite une description détaillée des sources.

(Rodriguez *et al.*, 2011) ont utilisé une décomposition en série de Fourier des pollutogrammes journaliers pour modéliser stochastiquement les concentrations relatives en MES et DBO en référence à la concentration moyenne des eaux usées de temps sec mesurée. Le modèle permet d'estimer les marges d'incertitude sur les résultats obtenus. Cependant, la méthodologie utilisée ne tient pas compte des corrélations entre les différentes variables.

Un modèle déterministe similaire utilisant une décomposition en série de Fourrier et permettant de prédire la concentration en DCO des eaux usées de temps sec a été proposé par (Alex *et al.*, 2011).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

5.2 Eaux unitaires de temps de pluie

5.2.1 Ordre de grandeur des concentrations et des flux des MES

Les flux et les concentrations en MES des eaux unitaires à l'échelle de l'événement pluvieux sont synthétisées dans le *Tableau 5*.

Tableau 5: Flux et concentrations événementielles en MES des eaux unitaires à l'exutoire de différents bassins versants

Références	Description du site	Flux (Kg/ha_{actif})	MES (mg.l^{-1})
(Philippe and Ranchet, 1987)	Bassin versant de 175 ha Collecteur des Coteaux (Paris)	-	118-243-509 (*)
(Gromaire-Mertz *et al.*, 1998)	Bassin versant le Marais 42 ha (Paris) Réseau unitaire	9-18-37 (*)	121-221-519
(Saget, 1994) (***)	Surverse de l'usine de Clichy (Paris)	-	92-250-484
Base Qastor (***) (Diaz-Ferros *et al.*, 2002)	bassins d'Ile-de-France	-	267-421-570
	Santiago de Compostela (Espagne)	-	281-309-394(**)
(Kafi-Benyahia *et al.*, 2008)	Marais , 42 ha Sébastopol , 112 ha Quais , 402 ha Clichy centre , 942 ha Coteaux , 1315 ha Clichy aval , 2581 ha	15-31-56 7-19-34 11-15-31 24-35-60 10-28-85 20-31-54	198-303-495 144-267-358 162-233-339 174-250-317 277-381-401 203-265-343
(Lee and Bang, 2000)	Trois bassins versants urbains (Corée du sud) de 75 à 558 ha	-	74-557-656 (**)

(*): d_{10}-d_{50}-d_{90}; (**): min-moy-max,
(***) : Qastor : base de données synthétise pour différents bassins versants français des données sur les pluies, les débits et les concentrations en polluants des eaux usées de temps sec et des effluents unitaires de temps de pluie dans des réseaux d'assainissement unitaires (Saget, 1994).

Les flux et les concentrations des effluents unitaires de temps de pluie sont souvent supérieurs à celles rapportées pour les eaux usées et les eaux de ruissellement (*cf. Tableau 1*).

L'analyse de ces valeurs ne montre aucune tendance de la variabilité des flux et des concentrations en fonction de la taille du bassin versant dans la gamme de 40 ha à plusieurs millieurs d'hectares. Les concentrations moyennes à l'échelle de l'évènement pluvial sont assez variables d'un site de mesure à un autre. Une forte variabilité d'un événement pluvieux à un autre est remarquée. Cette variabilité est intrinsèquement liée à la diversité des événements pluvieux échantillonnés.

A l'exception d'un des bassins versants considérés par (Lee and Bang, 2000) en Corée du sud, les concentrations en MES varient généralement entre *200* et *600 mg.l^{-1}*. Selon les données de

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

la base Qastor, ces concentrations peuvent atteindre pour certains événements jusqu'à *1800 mg.l*$^{-1}$ de MES (Saget, 1994).

En dépit de cette variabilité temporelle, une relative homogénéité spatiale des concentrations et des flux de MES véhiculés par les effluents unitaires de temps de pluie a été observé par (M. Kafi-Benyahia, 2008), à l'échelle de l'événement pluvieux, entre l'amont et l'aval d'un grand bassin versant (de *42 ha* (Marais) à *2581 ha* (Clichy aval)).

L'évaluation de la masse de polluants générée à l'échelle de l'événement pluvieux atteste de l'impact des RUTP sur le milieu récepteur. D'après les estimations citées dans l'encyclopédie de l'hydrologie urbaine et de l'assainissement (Chocat, 1997) pour une ville caractérisée par une densité d'habitation de *200 hab.ha*$^{-1}$ imperméabilisée, une pluie de temps de retour de 6 mois à 1 an est susceptible de générer une masse de MES égale à *9* fois la masse journalière produite par les eaux de temps sec et de *65* à *108* fois la masse journalière rejetée après épuration.

5.2.2 Répartition au cours de l'événement pluvieux

5.2.2.1 Courbes M(V)

Lors d'un événement pluvieux, la dynamique des flux de MES à l'exutoire d'un réseau d'assainissement unitaire reflète à la fois la production (eaux de ruissellement, eaux usées et mobilisation des dépôts) et le transfert des particules (advection et diffusion) sur les surfaces urbaines et dans le réseau d'assainissement. Pour relier cette dynamique à celle des débits, les chercheurs utilisent en général les courbes M(V) (Bertrand-Krajewski *et al.*, 1998; Bach *et al.*, 2010). Une courbe masse/volume, M(V) permet l'analyse adimensionnelle des rapports de masses cumulées en fonction des rapports de volumes cumulés. Cette forme permet notamment de régulariser les courbes et de visualiser l'avance ou le retard des flux de MES sur les flux d'eau sans référence explicite au temps. Ces courbes constituent une représentation synthétique de la dynamique de distribution de la masse au cours de l'événement pluvieux quelle que soit sa durée et permettent de comparer les événements entre eux. Ces courbes montrent une présence ou une absence du comportement du phénomène de « premier flot » ou « dernier flot » d'après les définitions données par (Bertrand-Krajewski *et*

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

al., 1998) : une courbe M(V) très supérieure à la bissectrice indique un fort « premier flot », et, une courbe M(V) très inférieure à la bissectrice indique un fort « dernier flot ».

Cet outil d'analyse a été utilisé dès 1976 par (Marsalek, 1976) pour l'analyse descriptive de la variation des concentrations en DCO, MES, nitrate, nitrite et phosphore total, mesurés pour 19 événements à l'exutoire d'un petit bassin versant séparatif canadien (23 ha). L'approche a été par la suite utilisée par de nombreux auteurs dans les études de qualité des rejets urbains par temps de pluie (Helsel *et al.*, 1979; Philippe and Ranchet, 1987), en particulier évaluer si un phénomène de premier flot existait (Saget *et al.*, 1995; Bertrand-Krajewski *et al.*, 1998; Deletic, 1998). A partir des années 1990, avec l'augmentation croissante du nombre de données, les études mettent en évidence l'existence d'une grande variabilité des dynamiques des courbes M(V), à la fois entre les événements mesurés sur un même site et entre plusieurs sites. Ces observations ont été confirmées ces dix dernières années pour les MES et la DCO, par l'analyse de bases de données de plus en plus grandes, conjointement au développement croissant des techniques de mesure en continu : i) par spectrométrie (Gruning and Orth, 2002; Hochedlinger *et al.*, 2006) ou ii) par turbidimétrie (Lacour, 2009; Métadier and Bertrand-Krajewski, 2011).

La diversité de courbes M(V) a été étudiée pour deux sites parisiens par (Lacour *et al.*, 2009b) et pour deux sites Lyonnais par (Métadier and Bertrand-Krajewski, 2011). Les auteurs n'ont pas pu relier cette variabilité aux caractéristiques générales des événements pluvieux telles que la hauteur précipitée, la durée de temps sec antérieur … De même, des courbes M(V) construites à partir de mesures de turbidité en continu à Lyon en France (Métadier and Bertrand-Krajewski, 2011) et à partir des mesures UV en continu à Bochum en Allemagne (Gruning and Orth, 2002) et à Linz en Autriche (Hochedlinger *et al.*, 2006) ont révélé une alternance de position par rapport à la bissectrice et des changements de concavité.

Ce changement de concavité au cours de certains événements pluvieux n'aurait pas pu être mis en évidence sans l'utilisation de données à faible échelle de temps obtenues avec des appareils de mesure en continu. En effet, les méthodes classiques par prélèvement et analyse en laboratoire ne permettent pas d'avoir une description fine de la dynamique des flux à l'intérieur des événements pluvieux.(Bertrand-Krajewski *et al.*, 2008).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

5.2.2.2 Position relative des pics de concentration et de débit

La plupart des auteurs (Bellefleur, 1989; Saget, 1994; Gupta and Saul, 1996; Gromaire-Mertz, 1998) s'accordent sur l'existence fréquente, en réseau unitaire, d'un pic de concentration avant le pic de débit. Ce phénomène est généralement attribué à un lessivage, en début de pluie, des dépôts sur les surfaces urbaines et dans le réseau d'assainissement.

Ce phénomène est souvent observé en rivière, et attribué à la mobilisation des sédiments du lit du cours d'eau par opposition avec des apports par érosion des surfaces à l'amont du réseau hydrographiques (Williams 1989; Marttila and Klove, 2010). Les études en rivière tracent les courbes de la concentration en MES en fonction du débit. Les différentes formes obtenus sont interprétées en termes de sources de particules (Williams 1989). Cependant, les types de ces courbes restent mal connus jusqu'à présent (Lawler *et al.*, 2006; Lopez-Tarazon *et al.*, 2012; Vongvixay, 2012).

5.2.3 Modélisation de la qualité des rejets urbains de temps de pluie

La *Figure 16* illustre les modèles proposés actuellement pour le calcul des flux d'eaux et de MES par temps de pluie à l'exutoire d'un réseau d'assainissement unitaire.

Il existe, à l'heure actuelle, deux grandes catégories de modèles : Les modèles statistiques et les modèles détaillés. Il convient de préciser que dans le domaine de l'hydrologie urbaine, la différence entre les deux approches n'est pas absolue, étant donnée la connaissance limitée des processus physiques régissant la production des flux polluants. Le choix du type de modèle à utiliser dépend des objectifs visés et des données disponibles pour le calage et la validation du modèle (Obropta and Kardos, 2007). Les simulations peuvent être à l'échelle de l'événement pluvieux ou en continu (Kleidorfer *et al.*, 2009).

Les modèles statistiques sont utilisées pour évaluer une masse annuelle ou une concentration caractéristique en fonction des caractéristiques du site (Mourad *et al.*, 2007) ou une masse et une concentration événementielle en lien avec les caractéristiques de la pluie (Maniquiz *et al.*, 2010; Dembele *et al.*, 2011; Métadier, 2011; Sun and Bertrand-Krajewski, 2012) ;

Les modèles détaillés du type Accumulation-Erosion-Transfert sont utilisés pour simuler un pollutogramme en MES pour un événement pluvieux (Kanso *et al.*, 2007; Obropta and Kardos, 2007; Mannina and Viviani, 2010; Métadier, 2011).

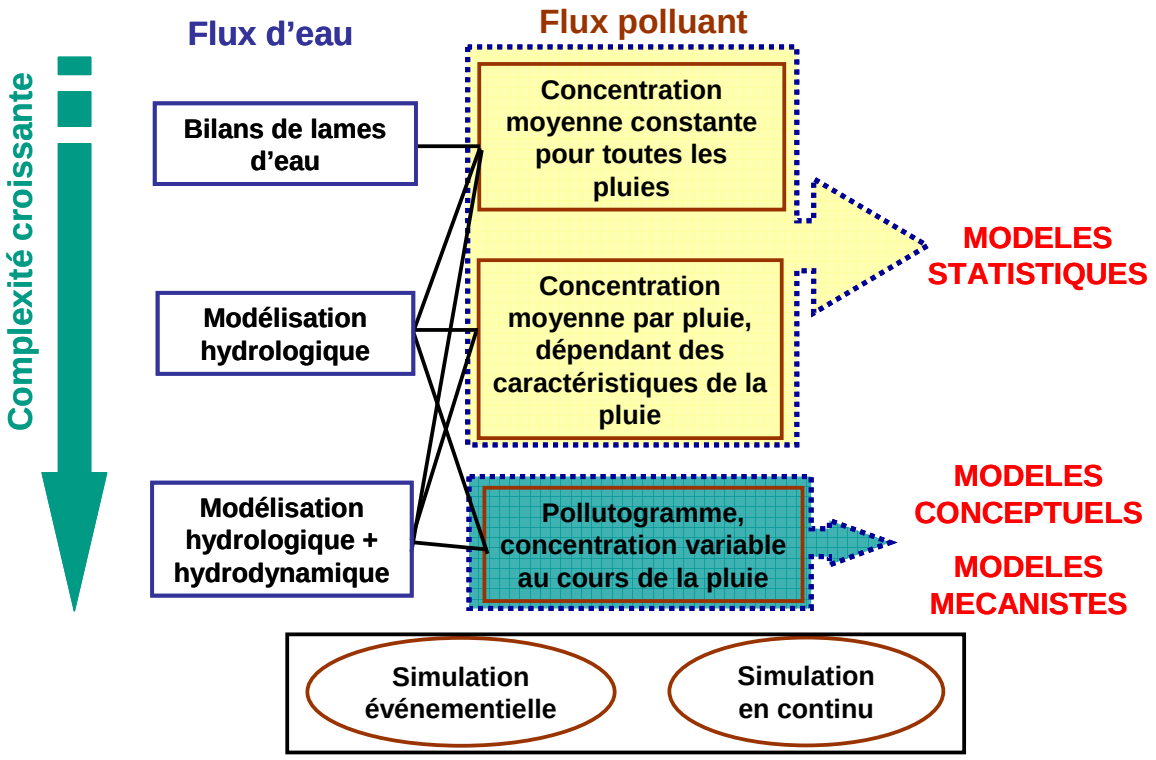


Figure 16 : modèles de flux d'eau et de MES par temps de pluie en fonction du niveau de complexité

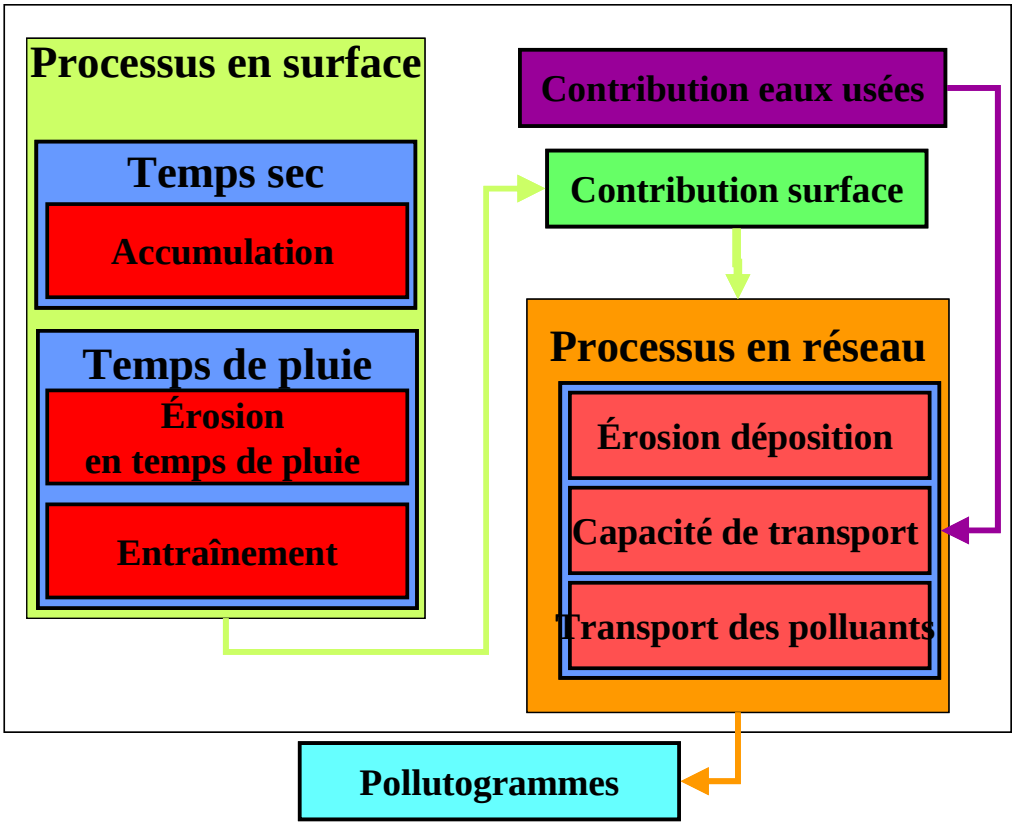


Figure 17 : vue schématique des principaux phénomènes pour la modélisation de la qualité des eaux pluviales en réseau d'assainissement unitaire

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les principaux processus pris en compte dans les modèles détaillés sont ceux présentés ci-dessus pour les entrées et les stocks de dépôts. La *Figure 17* résume ces processus. Ce schéma est formé de deux compartiments: la surface et le réseau. Sur la surface, il y a l'accumulation de particules par temps sec et l'érosion de ces particules par temps de pluie puis entraînement dans le réseau. En réseau d'assainissement unitaire, ces eaux se mélangent avec les eaux usées et on aura un processus complexe de transfert de ces eaux couplé avec des processus d'érosion et de sédimentation en réseau.

5.2.3.1 Modèles statistiques

Le modèle statistique le plus simple est le modèle de concentration constante, dite concentration caractéristique. La principale application de ce type de modèle est la simulation des masses à une échelle annuelle ou pluriannuelle (Chiew and McMahon, 1999). (Mourad, 2005) a étudié la sensibilité des résultats du modèle de concentration constante en fonction de la quantité de données disponibles. Les résultats obtenus montrent qu'avec 3 à 5 événements pluvieux (nombre souvent utilisé en pratique pour le calcul de la concentration caractéristique) (Gromaire *et al.*, 2007)), les incertitudes sur la concentration moyenne caractéristique sont supérieures à ± *50%* (*Figure 18, (a)*). Tandis que, il faut échantillonner plus de 20 événements par site pour obtenir des incertitudes inférieurs à ± 20% (*Figure 18, (b)*). Ce qui est en pratique très lourd et très coûteux.

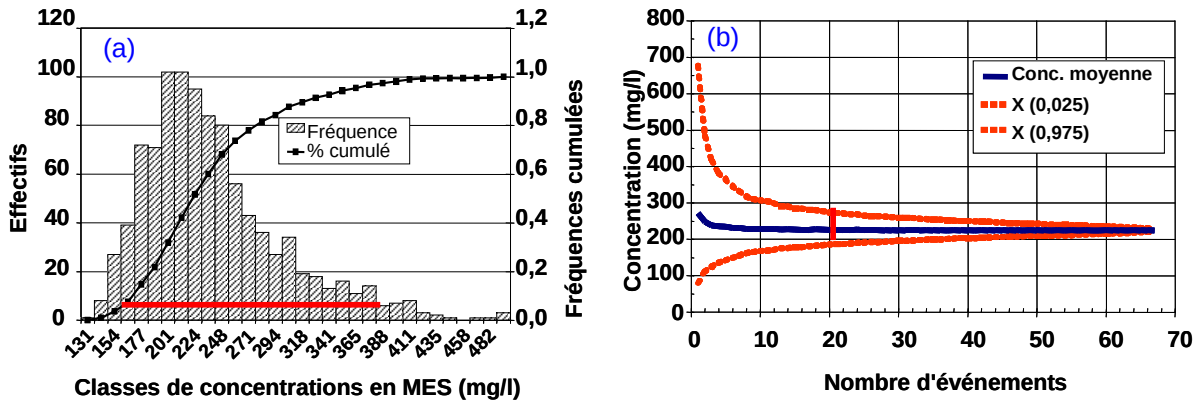


Figure 18 : (a) : Distribution de la concentration moyenne calculée sur 5 événements tirés aléatoirement, et (b) : IC95 en fonction du nombre d'événements utilisé (Mourad, 2005)

Les modèles stochastiques constituent le deuxième type de modèles statistiques utilisés dans le domaine de la pollution des eaux pluviales. Ces modèles ne permettent pas de décrire un

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

événement particulier parce qu'il s'agit d'une approche globale visant à calculer une distribution statistique de la variable étudiée (masse, volume, concentration) pour une population d'événements. Ils permettent de caractériser globalement la production d'un bassin versant, et peuvent être utilisés à des fins de diagnostic ou même de dimensionnement. La construction d'un tel type de modèles nécessite de disposer de données nombreuses pour identifier et caler la loi statistique. De nombreuses études ont montré que la distribution des valeurs de la masse ou la concentration moyenne événementielle en MES pour un site donné suit une loi lognormale (Duncan, 1999; Smullen *et al.*, 1999; Sztruhara *et al.*, 2002; Mourad *et al.*, 2005c; Dembélé, 2010). Les paramètres de ces lois dépendent du site étudié.

Le troisième type de modèles statistiques est le modèle de régression. Un modèle de régression est défini comme une fonction permettant de prévoir la valeur moyenne événementielle de la masse ou de la concentration en MES en fonction des quelques variables explicatives telles que les caractéristiques générales de l'événement pluvieux. Ces modèles ont été largement utilisés pour le calcul des flux de polluants dans les RUTP depuis l'acquisition des premières bases de données (US-EPA, 1970; Driver and Tasker, 1990; Saget, 1994; Dembele *et al.*, 2010; Métadier, 2011; Sun and Bertrand-Krajewski, 2012). Les relations proposées sont très variables d'une étude à une autre ce qui montre le caractère local de ce type d'approche. (Saget, 1994; Dembélé, 2010). De plus, l'élaboration de ce type de modèles nécessite des bases de données riches et représentatives des différents contextes hydrologiques sur le site étudié (Mourad *et al.*, 2005b; Métadier, 2011; Sun and Bertrand-Krajewski, 2012).

5.2.3.2 Modèles détaillés

Cette approche de modélisation se veut au départ mécaniste. Un modèle mécaniste cherche à reproduire au mieux les processus physiques par des relations de cause à effet (Obropta and Kardos, 2007). Théoriquement, les paramètres du modèle sont parfaitement connus et ne nécessitent pas d'être calés. Ainsi les auteurs ont voulu décrire de l'amont vers l'aval les différents processus supposés impliqués dans la génération des flux polluants : l'accumulation, l'érosion et le transfert des polluants sur les surfaces urbaines et dans le réseau d'assainissement (*cf. Figure 17*). Cependant, nos connaissances actuelles sur les processus en jeu sont encore limitées. Aussi les équations proposées pour leur description sont majoritairement empiriques. Les modèles de type Accumulation-Erosion-Transfert ne sont

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

donc pas parfaits et contiennent une part d'incertitude dans leur structure et dans leur paramètres. C'est d'ailleurs cette part stochastique du modèle qui est implicitement considérée lors de l'estimation des incertitudes des paramètres et des prédictions des modèles (Kanso *et al.*, 2007; Mannina and Viviani, 2010; Métadier, 2011; Dotto *et al.*, 2012).

Les modèles détaillés de calcul des flux polluants par temps de pluie sont très peu utilisés pour des applications opérationnelles (Gromaire *et al.*, 2007). Ceci est notamment dû au nombre important de paramètres à caler, d'autant plus élevé que les modèles sont complexes. De plus, l'évaluation de ces modèles démontre sans aucune ambiguïté le niveau d'incertitude lié à leur utilisation l'impossibilité de les utiliser en mode prédictif, et met en évidence l'inadaptation de certaines formulations utilisées dans la description des processus (Kanso *et al.*, 2007; Mannina and Viviani, 2010).

5.2.4 Contribution des différentes sources à la pollution des effluents unitaires de temps de pluie

Trois sources de polluants de temps de pluie ont été déterminées, à l'exutoire des réseaux d'assainissement unitaires : les eaux usées, les eaux de ruissellement et le stock de dépôt contenu dans le réseau.

Plusieurs études ont établi des bilans de masse entre l'entrée et la sortie du réseau d'assainissement pour évaluer la contribution de ces trois sources aux flux polluants par temps de pluie (Krejci *et al.*, 1987; Bachoc, 1992; Chebbo, 1992b; Gromaire *et al.*, 2001; Rossi *et al.*, 2005; Kafi-Benyahia *et al.*, 2006a; Soonthornnonda and Christensen, 2008; Gasperi *et al.*, 2010). Les méthodes de calcul supposent un certain nombre d'hypothèses à confirmer et utilisent souvent des données issues d'un nombre limité d'événements pluvieux. Les résultats obtenus montrent que les masses de MES transportées par les eaux usées et par les eaux de ruissellement ne suffisent pas à expliquer à elles seules les masses de MES mesurées par temps de pluie à l'exutoire des réseaux unitaires. Ceci met en évidence une contribution des stocks de dépôts dans le réseau d'assainissement unitaire. Dans le cas du Marais à Paris, entre 26 et 82 % de la pollution totale de MES, MVS, DCO et DBO5 générée au cours de l'événement pluvieux proviendrait du réseau, tandis que les eaux de ruissellement produisent moins de 30 % de la masse polluante en réseau d'assainissement unitaire à Paris (Gromaire-Mertz, 1998; Kafi-Benyahia, 2006; Gasperi *et al.*, 2010). La même type

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

d'approche a été ensuite appliquée sur six bassins versants expérimentaux parisiens drainés par un réseau unitaire et présentant des tailles croissantes allant de 42 ha à 2581 ha. Les résultats obtenus suggèrent une homogénéité spatiale des processus de transfert des polluants dans le réseau d'assainissement unitaire à Paris.

6 CONCLUSION

L'étude de la pollution des rejets urbains de temps de pluie (RUTP) a pris une place croissante dans les recherches sur la gestion de l'eau dans la ville. Depuis 1970, un grand nombre de recherches consacrées à la pollution des eaux pluviales en réseau d'assainissement unitaire a été réalisé dans différents pays. Les résultats obtenus ont été synthétisés dans ce chapitre. Ils ont confirmé l'importance de l'impact de cette pollution sur les milieux récepteurs et ont souligné le rôle des MES comme vecteurs de certains contaminants transportés par temps de pluie. De plus ces recherches ont mis en évidence le rôle fondamental joué par les processus de sédimentation / érosion et ont suggéré une homogénéité spatiale de ces processus dans un réseau d'assainissement unitaire.

Ces résultats ont été obtenus par des méthodes classiques de prélèvement-analyses en laboratoire. Avec ce type de méthodes, les données sont souvent limitées à quelques événements pluvieux et à quelques prélèvements par événement. Il en résulte des incertitudes importantes sur l'évaluation des flux et une faible représentativité temporelle de la dynamique des flux à l'intérieur d'un événement et d'un événement pluvial à un autre.

La mesure en continu de la turbidité en réseau d'assainissement permet une évaluation de la charge particulaire avec un suivi en continu et à pas de temps très court, ce qui permet de d'une part de mieux évaluer les flux et leur variabilité et d'autre part d'accéder à la dynamique des phénomènes de transport solide. Cette information est moins spécifique, plus globale, dans le sens où elle ne cible pas des polluants particuliers comme le font les analyses de laboratoire. Mais en contre partie l'échantillonnage temporel obtenu s'avère très représentatif. Les chercheurs travaillant sur les observatoires français en hydrologie urbaine (OPUR-Paris, OTHU-Lyon et ONEVU-Nantes) ont coordonné leurs efforts pour fiabiliser la mesure de la turbidité en réseau d'assainissement. On dispose donc à l'heure actuelle de bases de données solides et fournies. L'exploitation de ces bases de données constitue alors un enjeu important pour confirmer et approfondir les connaissances disponibles sur la production et le transfert des particules solides par temps de pluie.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

PARTIE II

SITES ET DONNÉES EXPÉRIMENTAUX

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

CHAPITRE 3.

SITES ET DONNÉES EXPÉRIMENTAUX

1 INTRODUCTION

Ce travail est basé sur des données issues des trois observatoires français en hydrologie urbaine : OPUR (Paris), OTHU (Lyon) et ONEVU (Nantes). En effet ces observatoires offrent une complémentarité entre les sites (caractéristiques des bassins versants et des réseaux) et entre le type de données disponibles (séries chronologiques de pluie, de débit, de turbidité, de conductivité, séries de prélèvements avec des mesures conjointes de turbidité et de MES et de DCO).

Après une brève description des trois observatoires, nous présentons les sites et les données qui ont été utilisées dans le cadre de ce travail, en précisant les conditions de validation de ces données et la légitimité des transpositions de certaines informations d'un site à l'autre. Nous présentons également les procédures de prétraitements que nous avons appliquées à ces données pour identifier les événements pluvieux et les périodes de temps sec.

2 HURRBIS

Trois observatoires français en hydrologie urbaine (***OPUR-Paris, OTHU-Lyon, ONEVU-Nantes***) se sont organisés pour renforcer leurs capacités de recherche sur le cycle urbain de l'eau en zone urbaine. Ces trois observatoires, dédiés à l'environnement urbain et initiés de façon indépendante, abordent des thématiques complémentaires (*Figure 19*) avec un noyau commun concernant la production et le transport des polluants dans différents compartiments (air, surfaces, ouvrages, sol). Ils ont mis en place, en 2007, une structure de coordination non institutionnalisée, baptisée HURRBIS (Hydrologie Urbaine – Réseau de Recherche Bassins Inter-Site), pour fédérer et coordonner les actions de recherche menées sur les différents sites expérimentaux. Cette initiative correspondait à une prise de conscience que les données acquises par chaque observatoire pour des coûts relativement élevés, pouvaient se révéler dans un premier temps, insuffisantes pour cerner la variabilité des phénomènes étudiés.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

L'harmonisation des protocoles expérimentaux et la mise en commun des données obtenues sur des sites différents devaient permettre une optimisation des recherches entreprises.

Dans un deuxième temps ce réseau a été labellisé SOERE (Système d'Observations et d'Expérimentation sur le long terme en environnement) par l'alliance Allenvi sous le nom d'URBIS (Allenvi.fr, 2011). La création du SOERE « URBIS » se situe dans la continuité de la dynamique crée dans le cadre d'HURRBIS. Elle permettra (1) d'optimiser et pérenniser le réseau d'observation ; (2) de veiller à la qualité de la programmation scientifique des travaux ; (3) d'assurer la mise en cohérence des questions scientifiques traitées et de leurs domiciliations entre les différents observatoires et (4) de mettre en place un système d'information permettant un portage commun des données et une valorisation des avancées et acquis du projet.

Nous donnons dans la suite une brève description de ces trois observatoires.

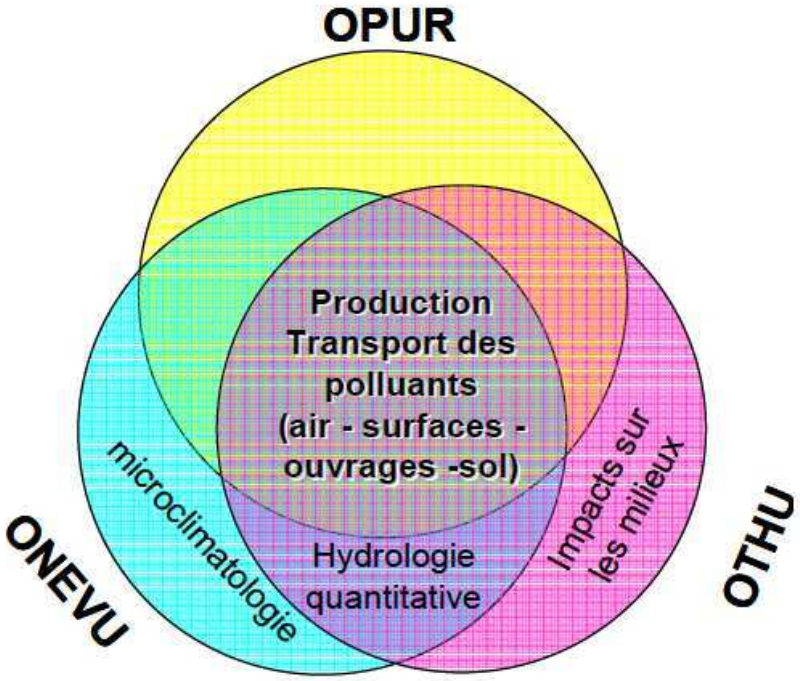


Figure 19 : Thématiques de recherche communes ou spécifiques aux différents observatoires d'URBIS (Allenvi.fr, 2011)

2.1 OPUR

L'Observatoire des Polluants Urbains (***OPUR***) (http://www.opur.org) a été crée à Paris en 1994 avec l'ambition de constituer un site d'expérimentation fédérateur pour les acteurs de

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

l'hydrologie urbaine et de l'assainissement en Île de France. Trois phases de recherche successives d'une durée moyenne de 6 ans ont été conduites en collaboration avec de nombreux partenaires scientifiques et en étroite concertation avec les collectivités locales et l'Agence de l'eau Seine Normandie. Elles visent (1) à quantifier les flux des polluants dans les eaux urbaines à différentes échelles (de l'événement pluvieux à l'année), et analyser les processus de transfert vers le milieu récepteur en prenant en compte les ouvrages de gestion installés en milieu urbain, (2) à proposer un ensemble de modèles de calcul des flux polluants à des échelles pertinentes pour répondre aux besoins opérationnels de gestion des eaux urbaines. Pour la troisième phase en cours (démarrée en 2007) le dispositif expérimental comporte 5 sites drainés par des réseaux séparatifs et unitaires et présentant des modes d'occupation du sol très différents. Une quatrième phase sera lancée l'année prochaine.

Dans le cadre d'OPUR (phase 2), deux sites expérimentaux, ***Quais et Clichy à Paris***, ont été équipés avec des dispositifs de mesure en continu de la turbidité et de conductivité (+ débit) depuis décembre 2005 pour suivre l'évolution de paramètres indicateurs de la charge en suspension transportée (MES, DCO) (Lacour *et al.*, 2009a).

2.2 OTHU

L'Observatoire de Terrain en Hydrologie Urbaine (OTHU) (http://www.othu.org) a été crée à Lyon en 1999. C'est un dispositif interdisciplinaire d'observation in situ et sur le long terme des flux d'eau, de polluants et de contaminants générés par temps sec ou par temps de pluie par la ville ou par des territoires en cours d'urbanisation, et de leurs impacts sur les milieux. Il rassemble 13 équipes issues de 9 établissements et collaborant en étroit partenariat avec le Grand Lyon, l'agence de l'Eau Rhône Méditerranée & Corse, la région Rhône Alpes et le GRAIE. Les objectifs liés à l'OTHU portent plus spécifiquement sur l'amélioration des connaissances et sur le développement de modélisations en matière: (i) de pluviométrie, de climatologie à l'échelle de l'agglomération et de facteurs de risques associés, (ii) de production et de transfert d'eau et de contaminants en temps sec et en temps de pluie par les bassins versants urbains et périurbains, (iii) d'évaluation des transformations bio-physico-chimiques des flux au sein d'infrastructures d'assainissement (réseau et ouvrages associés : déversoirs d'orage et systèmes de rétention/infiltration), (iv) d'impact sur les milieux (sols, cours d'eau et nappe), (v) d'appropriation des systèmes par les acteurs. A l'heure actuelle, l'observatoire est constitué principalement de 4 sites instrumentés permettant d'acquérir des observations

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

intensives, pérennes, fiables et interdisciplinaires, dans des contextes physiques et urbanistiques différents.

Notre travail s'est appuyé sur l'exploitation des données de mesure en continu de la turbidité acquises sur le site unitaire d'***Ecully*** entre 2004 et 2008. La base des données du site d'Ecully a été validée et étudiée en détails dans le cadre de la thèse de (Métadier, 2011).

2.3 ONEVU

L'Observatoire Nantais des EnVironnements Urbains (ONEVU) (www.irstv.fr) a été mis en place à Nantes en janvier 2006, dans le cadre de l'Institut de Recherche en Sciences et Techniques de la Ville (IRSTV). Cette fédération de recherche CNRS (FR CNRS 2488) rassemble une quinzaine d'équipes interdisciplinaires (laboratoires et établissements) de la région Pays de la Loire, mais aussi de Poitou-Charentes. Elle a comme objectif d'établir, à partir de mesures sur le long terme, des bilans des flux d'eaux, de polluants et d'énergie pour des bassins versants et quartiers urbains. Les données obtenues permettront de valider des modèles intégrant les différents compartiments du milieu urbain : atmosphère, surfaces, sols. L'ONEVU, domaine d'observation consacré à l'environnement urbain est l'un des six projets fédératifs de l'IRSTV. Les tâches d'observations en environnement urbain de l'Observatoire des Sciences de l'Univers Nantes Atlantique (OSUNA) se développent autour du noyau que constitue l'ONEVU. Dans cet observatoire, l'instrumentation s'est développée autour de 3 bassins imbriqués de surfaces allant de 30 ha à 180 ha, auxquels s'ajoute le bassin versant de la Chézine (cours d'eau périurbain), d'une superficie de 3000 ha. La coordination de l'ONEVU est assurée par l'IRSTV- IFSTTAR (ex LCPC).

L'IFSTTAR dispose d'une base de données de mesure en continu de la turbidité à l'exutoire du réseau d'assainissement unitaire du bassin versant de ***Duchesse Anne*** (son réseau est mixte séparatif et unitaire). De plus, l'IFSTTAR dispose aussi d'une base de données de calibration MES-turbidité par temps sec et par temps de pluie sur deux sites expérimentaux à Nantes : ***Cordon Bleu et Saint-Mihiel***.

3 SITES ET DONNÉES EXPÉRIMENTAUX

Cette thèse vise à améliorer la connaissance sur le transport solide en réseau d'assainissement unitaire en exploitant les bases des données acquises dans le cadre de trois observatoires

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

français en hydrologie urbaine. Les résultats scientifiques de cette thèse sont structurés en trois objectifs :

1. Evaluation de la représentativité de la turbidité pour analyser le transport des suspensions en réseau d'assainissement unitaire (échelle intra et interévénementielle partie III) ;

2. Caractérisation et modélisation des flux et des sources des MES en réseau d'assainissement unitaire (échelle interévénementielle : partie IV et partie V) ;

3. Analyse de la dynamique de transfert des MES en réseau d'assainissement unitaire par temps de pluie (échelle intraévénementielle : partie VI).

L'étude a porté essentiellement sur le réseau d'assainissement parisien. Les données principales utilisées sont celles acquises à Paris (turbidité en atténuation (FAU), débit, pluie). Une analyse des données complémentaires a été faite sur les sites à Lyon et Nantes.

Pour cela, nous exploitons la base de données de mesure en continu de la turbidité et de conductivité de l'année 2006 aux sites des ***Quais*** et ***Clichy*** à Paris afin de mieux comprendre les processus de génération et de transport des suspensions en réseau d'assainissement unitaire. En effet, il s'agit des données très fines sur la dynamique de turbidité : un indicateur des MES qui sont le principal vecteur de certains polluants en réseau d'assainissement unitaire.

Afin de s'assurer l'utilisation de la turbidité comme indicateur des MES, nous étudions la relation entre elles (premier objectif de la thèse). Nous ne disposons pas d'une base des données MES-Turbidité dans le cadre d'OPUR à Paris. Dans le cadre d'HURRBIS, la seule base des données MES-Turbidité (FAU) qui permet d'étudier cette relation à différente échelle est celle de l'ONEVU acquises sur les deux sites ***Cordon Bleu*** et ***Saint-Mihiel***. Elle s'agit de mesures ponctuelles MES-Turbidité par temps sec et par temps de pluies acquises entre 1998 et 2006 sur les deux sites. La base de données MES-Turbidité à Ecully (Lyon) ne permet pas de répondre au premier objectif de la thèse, notamment à l'échelle intraévénementielle, car elle s'agit d'une relation moyenne par site construite à partir de plusieurs mesures MES-Turbidité par temps sec et par temps de pluie et d'un faible nombre de mesures par événement pluvieux. De plus la turbidité a été mesurée en Néphélométrie (FNU) qui est différente de celle mesurée à Paris (atténuation FAU).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Sur les deux sites parisiens de mesures en continu de la turbidité, nous ne disposons pas de mesure de la qualité des eaux de ruissellement pour les événements pluvieux identifiés. Pour répondre au deuxième objectif de cette thèse, il faut disposer d'une mesure de la concentration moyenne des eaux de ruissellement pour ces sites. Dans le cadre d'OPUR (phase 1), nous disposons d'une base de données de la concentration moyenne événementielle en MES des eaux de ruissellement par type de surfaces urbaines (chaussées, toitures et autres types de surfaces) obtenue par (Gromaire-Mertz, 1998) dans le cadre de sa thèse. Cette base sera utilisée pour répondre à cet objectif.

Des données complémentaires ont été utilisées afin de comparer les résultats obtenus aux ceux obtenus en réseau parisien. La base de données de mesure en continu de la turbidité d'***Ecully*** a été utilisée pour évaluer la contribution du stock de son réseau aux flux de MES transportées par temps de pluie.

La base de données de mesure en continu de la turbidité acquise sur le site de ***Duchesse Anne*** à Nantes n'a pas été utilisée dans le cadre de cette thèse. En effet, selon l'équipe qui s'occupe du site de Duchesse Anne à l'IFSTTAR, les flux mesurés au niveau du point de mesure ne représentent pas les flux émis par le bassin versant de Duchesse Anne que ce soit par temps sec ou par temps de pluie à cause des connexions avec des collecteurs des autres bassins versants qui l'entourent.

Tableau 6 : Données disponible de la mesure de turbidité dans le cadre de cette recherche

Lieu	BV	Type	Réseau	C_{imp}	Surface (ha)	Données disponibles
Paris	***Quais***	Urbain dense	Unitaire	*0,64*	402	Débit, turbidité, conductivité pas de temps 1 minute (2006)
	Clichy	Urbain dense	Unitaire	*0,68*	942	
	Marais	Urbain Dense	Unitaire	*0,71*	42	Concentration en MES des eaux de ruissellement : (31 événements)
Nantes	***Cordon Bleu***	Urbain	Unitaire	*X*	5000	Données de calibration MES - turbidité par temps sec et par temps de pluie
	Saint-Mihiel	Urbain	Unitaire	*X*	100	
Lyon	***Ecully***	Urbain	Unitaire	*0,45*	245	Base des données relatives à 239 événements pluvieux

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Cette recherche bénéficie donc de données obtenues sur 6 sites expérimentaux unitaires de caractéristiques différentes : trois sites de mesure en continu de la turbidité : ***Quais***, ***Clichy*** à Paris (OPUR) et ***Ecully*** à Lyon (OTHU), et trois autres sites de campagne d'échantillonnage : de MES-turbidité à ***Cordon Bleu*** et ***Saint-Mihiel*** à Nantes (ONEVU) et de la concentration moyenne événementielle en MES des eaux de ruissellement au site du Marais à Paris (OPUR). Le *Tableau 6* résume les caractéristiques de ces sites ainsi que les données utilisées dans la suite du document. Nous détaillons dans les paragraphes suivants les caractéristiques de ces sites par l'hiérarchie utilisées dans les parties suivantes de cette thèse.

3.1 Sites Nantais : Cordon Bleu et Saint-Mihiel

3.1.1 Description des sites

A Nantes, des bases de données reliant turbidité et concentration en MES ont été obtenues pour deux sites : Saint-Mihiel (SM) et Cordon Bleu (CB). Ces deux sites ont été suivis pendant plusieurs années par la division Eau et Environnement du laboratoire IFSTTAR à Nantes.

Le premier, SM, est représentatif d'un petit bassin versant d'une surface de 100 hectares situé en amont dans la zone centrale de la ville de Nantes. Il est entièrement unitaire (*Figure 20*).

Le deuxième site, CB, est beaucoup plus grand (5000 hectares), il est situé à l'aval du principal collecteur de l'agglomération nantaise (rive droite de la Loire) menant à la station d'épuration de Tougas (*Figure 20*) et desservant approximativement 500 000 équivalents habitants, dont près de la moitié en unitaire et la moitié en séparatif (Maréchal, 2000; Jaumouillié, 2003).

Pour ces deux bassins versants, nous ne disposons pas des caractéristiques détaillées de leurs surfaces urbaines et de leurs réseaux d'assainissement sauf à coté du point de mesure du site de CB qui a été étudié par (Jaumouillié, 2003) dans le cadre de sa thèse. Le point de mesure à CB est situé en collecteur unitaire visitable de section ovoïde à banquette (*surface mouillée 5,11 m*^{2}) (*Figure 21*). La pente de ce collecteur est *0,04%*. Dans la période d'étude de (Jaumouillié, 2003), il n'a jamais été constaté de dépôt au fond du collecteur à coté du point de mesure à CB.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

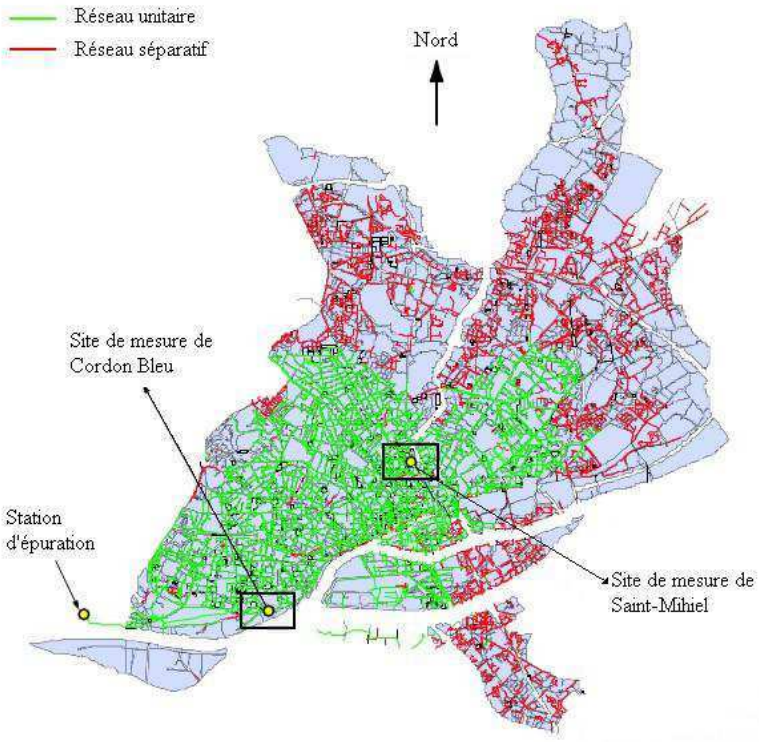


Figure 20 : Localisations des sites expérimentaux de Cordon Bleu et Saint-Mihiel sur le réseau d'assainissement de la ville de Nantes

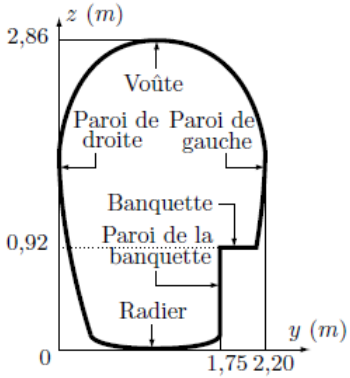


Figure 21 : Géométrie du collecteur de CB

3.1.2 Base de données

Elle s'agit de données des MES-Turbidité échantillonnées par temps sec et par temps de pluie. De plus, nous disposons aussi des mesures de la concentration en DCO pour la plupart de ces échantillons. Les données DCO sont utilisées pour expliquer les relations MES-Turbidité et non pas pour construire des relations DCO-Turbidité.

Par temps sec, nous disposons de six campagnes d'échantillonnages de MES-Turbidité à CB et deux campagnes à SM pour établir la relation MES/Turbidité. Les prélèvements de temps sec ont été effectués instantanément avec une fréquence de deux heures environ. Le nombre de paires (Turbidité, MES) et (MES, DCO) de temps sec sont synthétisés dans le *Tableau 7*.

Tableau 7:liste détaillée des couples de valeurs (paires) MES/Turbidité (T, MES) et DCO/Turbidité (MES, DCO) à CB et SM

Paramètres		CB (T, MES)	SM (T, MES)	CB (T, DCO)	SM (T, DCO)
Temps de pluie	Nombre de pluies	36	27	27	19
	Nombre de paires	324	243	185	145
Temps sec	Campagnes (jours)	6	2	3	2
	Nombre de paires	55	19	54	19

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Par temps de pluie, à Cordon Bleu, *36* événements ont été échantillonnés pour établir des relations MES/turbidité. Pour Saint-Mihiel, 27 pluies ont été échantillonnées pour les relations MES/turbidité. La liste détaillée des couples de valeurs (Turbidité, MES) et (MES, DCO) est donnée dans le *Tableau 7*. L'annexe A détaille les caractéristiques générales des événements pluvieux sur les deux sites (Hauteur précipitée, durée de temps sec antérieure, durée pluie intensités maximales en 5 et 60 min I_{max5} et I_{max60}…).

Les périodes de retour correspondant à l'ensemble de ces événements s'étalent de *3* mois à *10* ans. Elles ont été établies en utilisant l'intensité de pluie maximale sur une heure soit *10,7 mm/h* pour une période de retour de *6* mois, *12,5* mm/h pour une période de retour d'un an et *21,5 mm/h* pour 10 ans.

La turbidité à été mesurée en respectant la norme ISO 7027 (Joannis *et al.*, 2008) sur les échantillons recueillis par temps sec et par temps de pluie. On a utilisé pour ce faire un turbidimètre de marque Ponselle basé sur une mesure d'atténuation de la lumière dans l'infrarouge (880 nm). Les concentrations en MES et DCO ont été analysées à l'IFSTTAR en conformité avec les normes ISO 11923:1997 et ISO 15705:2002 respectivement.

La mesure de hauteur d'eau dans le collecteur a été retenue comme critère de définition du temps de pluie, et les prélèvements de temps de pluie sont réalisés quand le niveau dépasse une hauteur seuil h_0 (par exemple, à CB : h_0*=1,4m* et *1,70m* qui correspond à environ 2 à *3* fois le débit moyen de temps sec). Au début (1998-1999), la hauteur seuil était *1,70m* pour échantillonner les événements pluvieux qui provoquent des déversements par temps de pluie. Après, l'équipe de l'IFSTTAR a baissé la hauteur seuil à *1,4m* pour pouvoir échantillonner les événements pluvieux les plus fréquents. Sur le site de SM, les hauteurs seuils étaient : *0.95m* et *0.70m* (environ entre *2* à *3* fois le débit moyen de temps sec à SM).

Les couples des valeurs (T, MES) ont été validés et les valeurs atypiques ont été supprimées en utilisant le test statistique « distance de Cook » (Cook, 2000). La méthode et les résultats de cette validation sont détaillés dans l'annexe B.

3.1.3 Représentativité des sites CB et SM par rapport aux objectifs de la thèse

Les données disponibles ont été obtenues sur deux sites SM et CB drainés par un réseau d'assainissement de type unitaire et mixte respectivement. Cette base de données de MES-

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Turbidité est très riche par temps sec et par temps de pluie et permet de couvrir la variabilité de la relation MES-Turbidité pour différents contextes hydrologiques. Cependant, deux points peuvent être soulevés:

- ✓ Les mesures de la turbidité ont été faites au laboratoire et non pas au moment de prélèvement. L'évolution de la valeur de la turbidité d'un échantillon entre le point de prélèvement et le laboratoire d'analyse n'a pas été étudiée. Dans le cadre de notre travail, nous supposons que les valeurs de turbidité n'évoluent pas entre site et laboratoire, c.à.d. la valeur mesurée au laboratoire ne diffère pas de celle mesurée in situ. Il serait intéressant de vérifier cette hypothèse dans les études futures.

- ✓ La stratégie d'échantillonnage adoptée pourrait entraîner une perte d'informations au début et à la fin de l'événement pluvieux, notamment pour les événements pluvieux faibles dont les hauteurs d'eau sont inférieures à la hauteur seuil h_0. Nous supposons, que cette perte ne change pas la relation MES-turbidité observé pour un événement pluvieux échantillonné.

Par ailleurs, (Lacour, 2009) a vérifié que la gamme de variation des relations moyennes par temps de pluie sur les sites Nantais est semblable à celle des relations moyennes MES-Turbidité établies par la Direction de l'eau et de l'assainissement de Seine-Saint-Denis (DEA 93) sur six sites en région parisienne.

3.2 Sites Parisiens : Marais, Quais et Clichy

3.2.1 Description des sites

Les bassins versants expérimentaux Marais, Quais et Clichy ont été instrumentés dans le cadre des phases 1 et 2 d'OPUR. Ils s'agit de bassins versants de type centre urbain dense drainé par un réseau d'assainissement unitaire. Les bassins versants Marais et Quais sont en parallèle et ne sont pas emboîtés. Ils constituent les apports en tête du collecteur de Clichy (*Figure 22*).

Les principales caractéristiques de ces trois bassins versants sont synthétisées dans le *Tableau 8*. Ils couvrent des superficies allant de *41 ha* pour le Marais à *942 ha* pour Clichy, avec des longueurs hydrauliques de *1* à *9 Km*.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les coefficients de ruissellement donnés sont ceux mesurés expérimentalement par (Gromaire-Mertz, 1998) pour le Marais et (Kafi-Benyahia, 2006) pour Quais et Clichy. Les principales surfaces urbaines définies par (Gromaire-Mertz, 1998) et identifiées sur ces trois bassins versants sont les toitures, les voiries (trottoirs et chaussées), et les autres types de surfaces qui englobent : « les cours, les espaces verts publics, les cimetières, les voies ferrées… ». Les superficies exprimées en pourcentage de la surface totale sur chaque bassin versant sont données dans le *Tableau 8*. Ils ont été utilisés pour évaluer la concentration moyenne événementielle en MES des eaux de ruissellement.

Tableau 8 : caractéristiques des bassins versants étudiés, EHN/ha : nombre d'équivalents hommes azote par hectare (Gasperi *et al.*, 2008b)

Bassins versants	Surface (ha)	Longueur hydraulique (km)	Pente moyenne du réseau	Coefficient de ruissellement moyen	% de la surface totale du BV			Densité de population (hab/ha)	Densité EHN (EHN/ha)
					Toitures	Voiries	Autres		
Marais	*41*	*1*	*X*	*0,71*	*56%*	*24%*	*20%*	*255*	*287*
Quais	*402*	*5*	*0,14*	*0,64*	*34%*	*28%*	*38%*	*200*	*286*
Clichy	*942*	*9*	*0,10*	*0,68*	*45%*	*28%*	*27%*	*215*	*373*

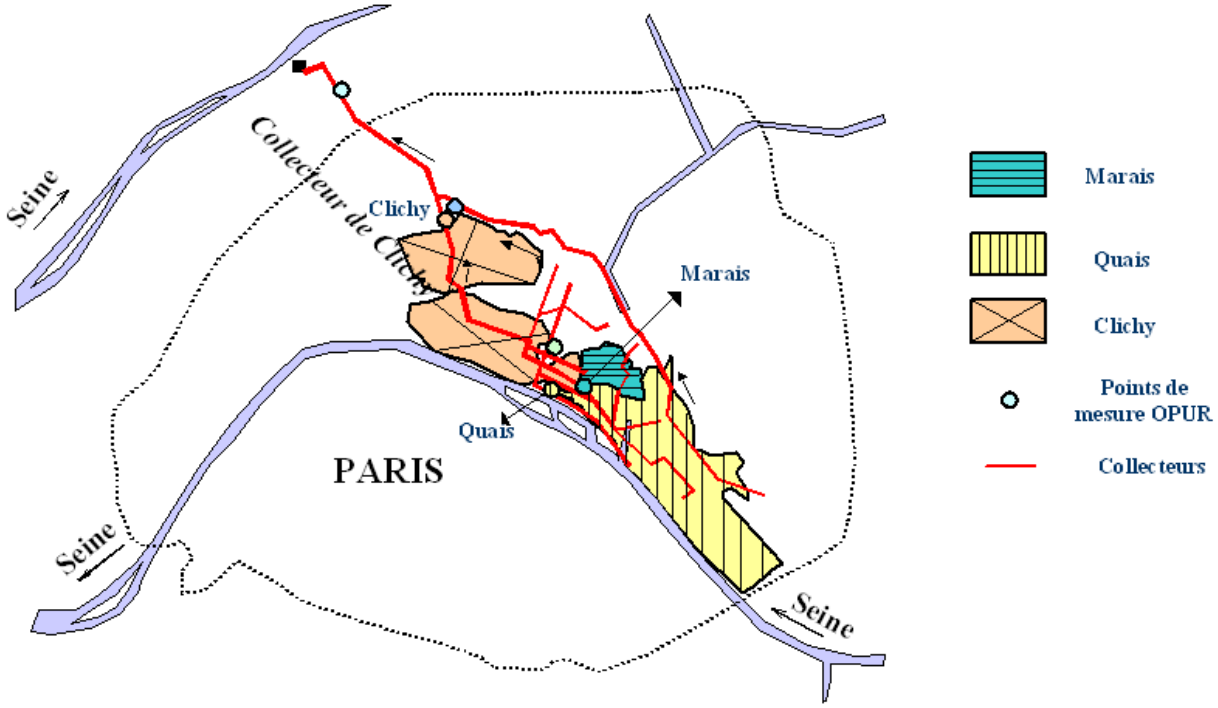


Figure 22 : Bassins versants de l'OPUR (phase 2)

Les points de mesure aux sites des Quais et Clichy sont situés en collecteur unitaire visitable de section ovoïde à double banquette (*surfaces mouillées 11 et 18 m^2 respectivement*) (*Figure 23*). La pente médiane des collecteurs principaux à Quais est *0.14%* et celle à Clichy est

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

0.10%. Les collecteurs sécondaires (petites lignes) sur les deux sites ont une pente médiane de l'ordre de *0.8%*.

Le réseau d'assainissement parisien est connu par un encrassement fort. Le stock de dépôts présent en réseau contribue à plus de 40% du flux de MES transportés par temps de pluie (Gromaire *et al.*, 2001; Kafi-Benyahia *et al.*, 2006a; Gasperi *et al.*, 2010).

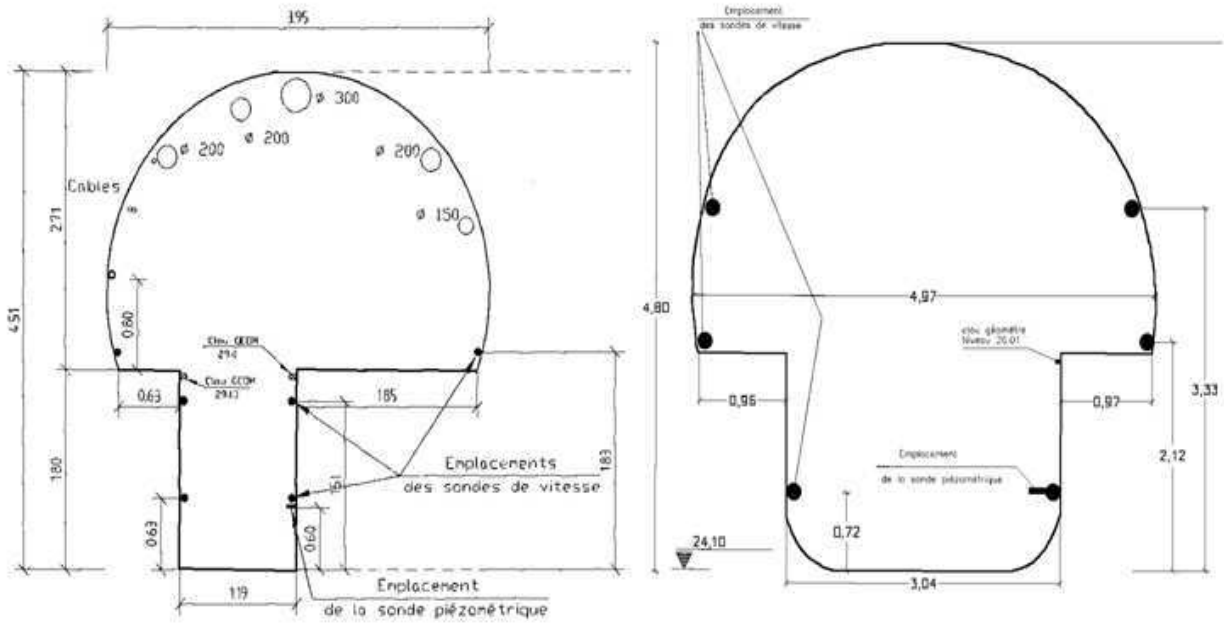


Figure 23 : Collecteur de Quais à gauche, collecteur de Clichy à droite

3.2.2 Base de données

3.2.2.1 Mesure en continu: Quais et Clichy

Dans la deuxième phase du programme OPUR, les deux sites Quais et Clichy ont été équipés de deux turbidimètres et d'un conductimètre de marque *Martec-Ponselle* (*Figure 24*). Les turbidimètres mesurent la turbidité par atténuation d'un faisceau infrarouge à *880 nm* et sont utilisés sur la gamme *0- 2000 FAU*. Les turbidimètres sont équipés d'un système de nettoyage automatique *SNA*. Ils ont été réglés à l'aide d'un étalon de Formazine en deux points *0* et *800 « FAU »* (*Formazin attenuation unit*). L'étalonnage est effectué en *FAU* sur sept étalons préparés par dilutions successives de la solution mère de *4000 FAU*. Une courbe d'étalonnage non linéaire de second degré par site est utilisée pour convertir les mesures de l'appareil en *FAU*.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Elles sont acquises sur une centrale de marque *Fareco* au pas de temps d'une minute. Elles ne sont pas télétransmises mais récupérées sur place à partir de la centrale d'acquisition. Les turbidimètres ont été réglés sur un amortissement minimal afin que les données ne soient pas modifiées par des filtres internes aux appareils. Une maintenance préventive est effectuée une fois par deux semaines. Elle consiste en un nettoyage complet des turbidimètres et de la vérification succincte de leur fonctionnement. La vérification est effectuée sur le terrain, avec une périodicité fixée 2 semaines.

Les données acquises ont été filtrées et validées par (Lacour, 2009) dans le cadre de sa thèse. Sur les deux sites le signal final a été obtenu à partir des deux signaux bruts de turbidité s'appuie sur l'étude de la répartition des écarts entre les deux signaux.

Les données de turbidités et de conductivités sont complétées par des données de débit au pas de temps de 1 à 6 minutes à partir de deux débitmètres (*CR2M modèle SAB 600*) gérés directement par la section d'assainissement de la Ville de Paris. Les données de débit ont ensuite été validées et rééchantillonnées au pas de temps fixe d'une minute à l'aide d'un outil développé au LEESU.

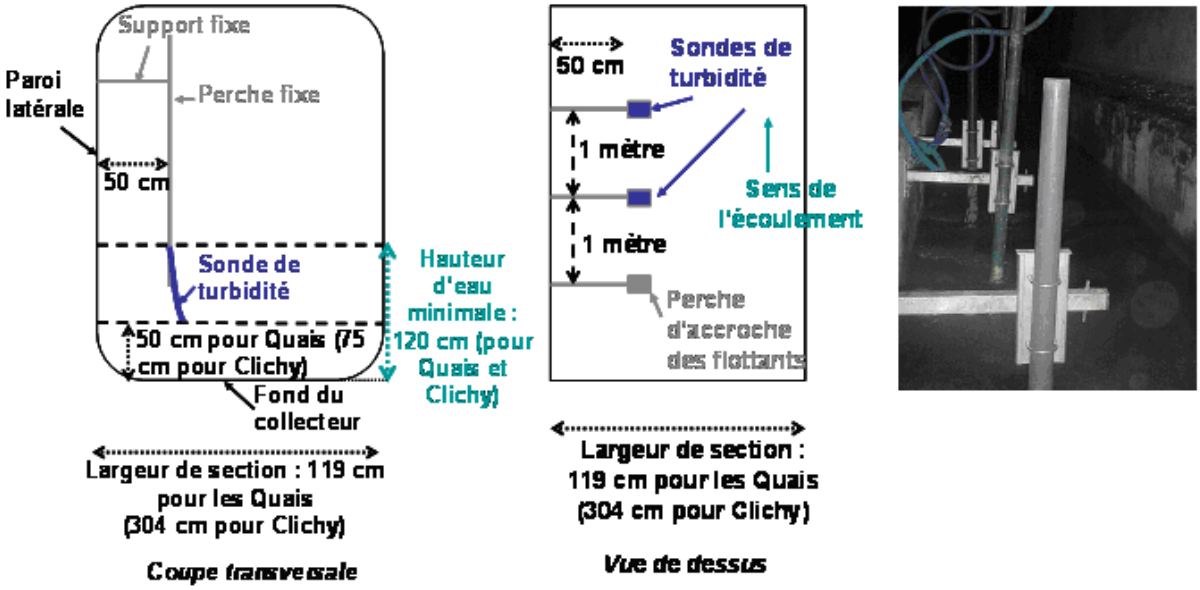


Figure 24 : Schéma d'implantation des sondes de turbidité sur les sites des Quais et de Clichy (Lacour, 2009; Hannouche A., 2010)

3.2.2.1.1 Mesures pluviométriques

Pour chacun des deux sites étudiés, les précipitations sont estimées à partir de deux pluviomètres installés à proximité de deux bassins versants : Quais et Clichy. Pour l'année

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2006, les pluviomètres des Jules Ferry et Foin mis en place par le LEESU sont utilisés. Le premier se trouve sur le bassin versant du Marais, proche de celui des Quais (supposé représentatif de la distribution des pluies sur Quais) et le second près du point de mesure de Clichy, supposé représentatif de la distribution des pluies sur le bassin versant de Clichy (*Figure 25*). Il s'agit de pluviomètres à augets basculants. Les données pluviométriques ont été récupérées en temps différé sous forme d'un fichier Excel découpé en événements pluvieux. L'événement pluvieux a été défini comme une précipitation d'une hauteur totale supérieure à *1 mm* et séparée de l'événement précédent par une durée de temps sec d'au moins 30 min. Donc nous disposons seulement les caractéristiques pluviométriques à l'échelle inter-événementielle (durée de la pluie, hauteur d'eau précipitée, I_{max5}…). A noter que la distance de pluviomètres par rapport à l'exutoire du bassin versant ne permet pas de constituer un critère de représentativité des caractéristiques pluviométriques mesurées. Pour les données disponibles, nous nous limitons à des ordres de grandeurs des caractéristiques pluviométriques des événements pluvieux.

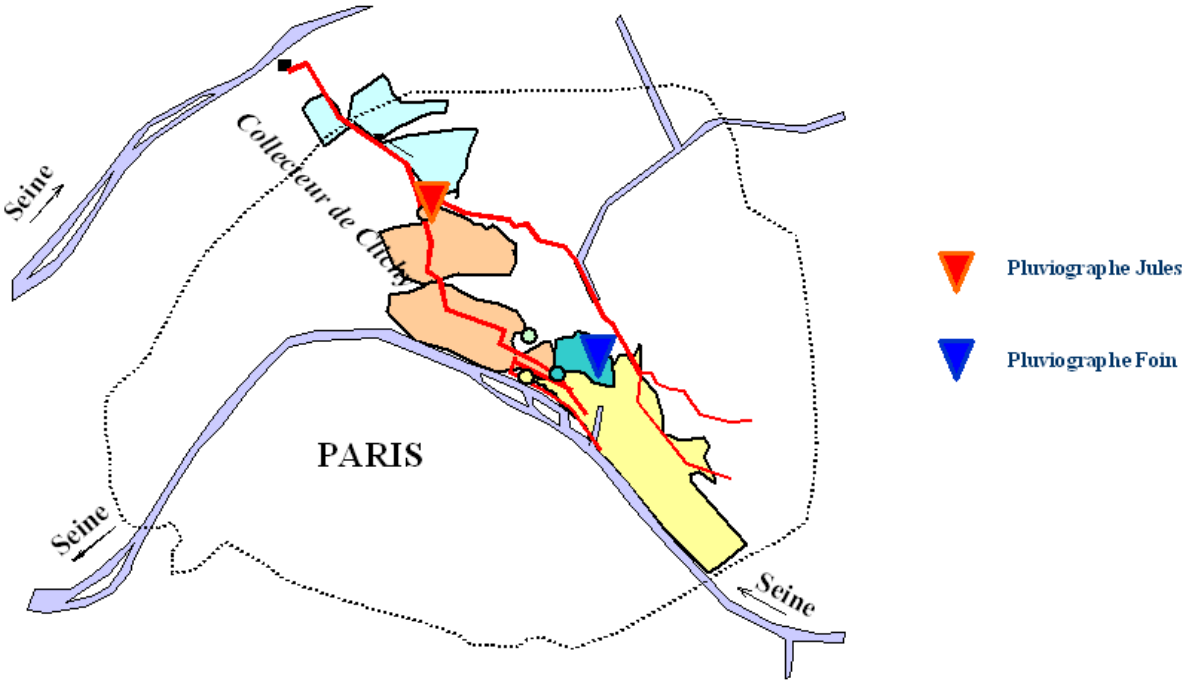


Figure 25 : localisation des pluviomètres enregistreurs

3.2.2.1.2 Découpage en événements pluvieux

Les données de débit et de turbidité acquises pendant l'année 2006 ont été découpées en événements pluvieux. Les précipitations enregistrées sur les deux pluviomètres de Foin et de

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Jules Ferry ont été utilisées pour détecter les jours où il y a des événements pluvieux (*Précipitation* ≥ *1mm*). Les autres jours (*Précipitation* < *1mm*) permettent de construire une chronique moyenne de débit. Cette chronique moyenne (*Figure 26 (a)*, signal rouge) est comparée aux journées où des événements pluvieux ont eu lieu pour identifier le début et la fin de ces événements (*Figure 26 (a)*, signal bleu). Le début d'un événement pluvieux s'est caractérisé fréquemment par une augmentation importante du signal de débit tandis que la fin de l'événement est délimitée par un retour au débit proche de celui de la chronique moyenne de temps sec. La conductivité nous a permis de valider cette délimitation, surtout pour le début de l'événement pluvieux (*Figure 26, (b)*). En effet, le début d'un événement pluvieux est caractérisé par une chute de la conductivité due à l'apport d'eaux pluviales aux effluents des eaux usées. La conductivité après un événement pluvieux retourne à la conductivité des eaux usées de temps sec après un temps de deux heures approximativement (*Figure 26, (b)*).

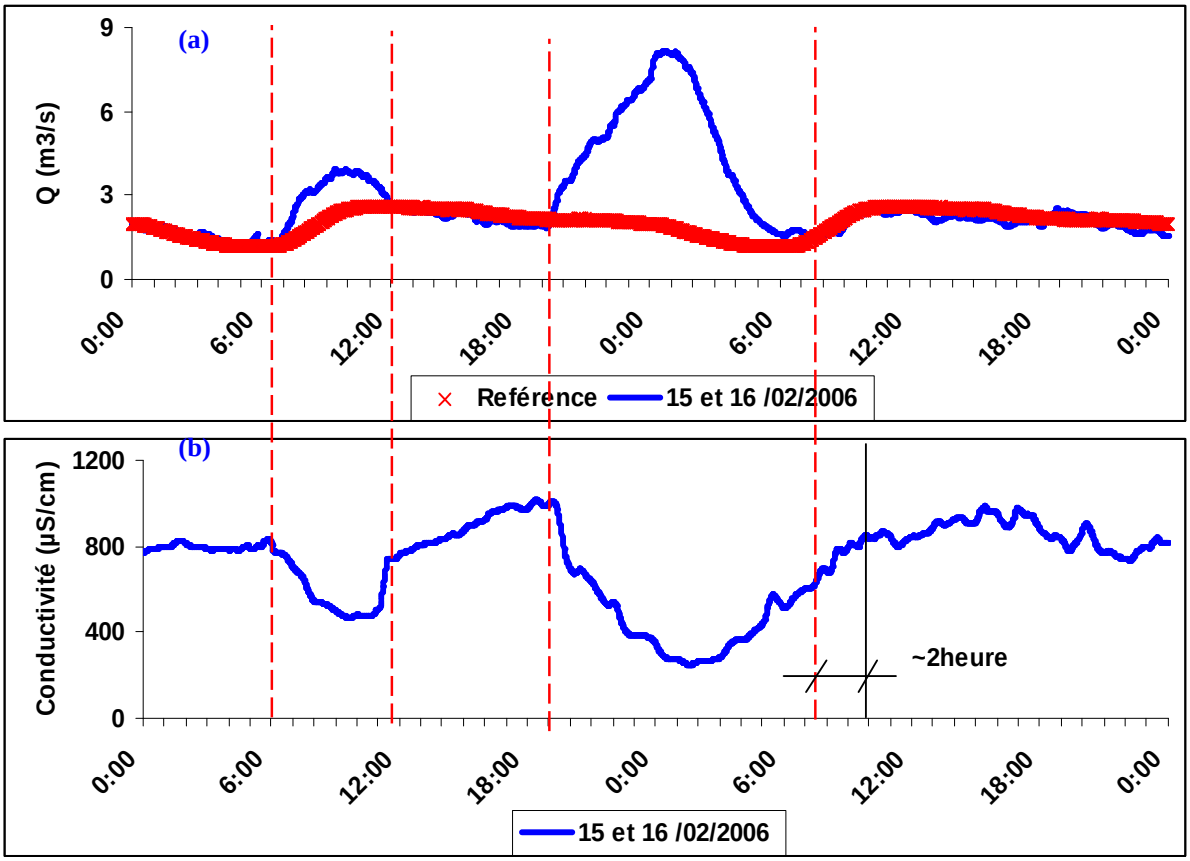


Figure 26 : Illustration de la méthode d'identification des événements à Clichy pour les événements de 15 et 16 février 2006 à l'aide des chroniques de débit et de conductivité

Sur la base de ces critères, nous avons recensé ***75*** événements sur le site de Quais et ***88*** au site de Clichy dont ***70*** événements pluvieux communs avec le bassin versant des Quais.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

A partir des données pluviométriques recueillies sur les deux pluviographes, les caractéristiques suivantes sont évaluées pour chaque pluie : Hauteur d'eau (H_P en *mm*) ; Durée (D_P en *heures*) ; Intensité moyenne (I_{moy} en *mm/h*) ; Intensité maximale sur 5 min (I_{max5} en *mm/h*) ; Durée de Temps sec précédant la pluie (*DTS* en *jour*).

La durée d'écoulement après la fin de la pluie peut être largement supérieure à *30mn* pour ces deux bassins versants (car les événements pluvieux ont été découpés dans la base de données pluviométriques au LEESU selon deux critères : $H_P>1mm$ et $DTS>30\ min$): il n'est donc pas toujours possible de séparer les mesures de débit et de turbidité correspondant à des évènements successifs. On définit alors un événement pluvieux équivalent pour les données pluviométriques et débitmétriques. Il correspond à la somme des événements successifs et possède les caractéristiques suivantes :

H_P : somme des hauteurs des pluies;

D_P : somme des durées des pluies calculée sur la base de pluviogramme ;

I_{moy} : H_P / D_P ;

I_{max5} : intensité maximale sur 5 min sur toutes les pluies ;

DTS : durée de temps sec précédant la première pluie calculée sur la base de pluviogramme.

A partir des données de mesure en continu du débit et de la turbidité à l'exutoire de chaque bassin versant, les caractéristiques suivantes sont calculées pour chaque pluie : Volume (V_P en m^3) ; Masse (M_P en $KFAU*m^3$) ; la concentration moyenne (T_m en *FAU*) ; Durée de l'événement pluvieux calculée sur la base de l'hydraulique (D_{Pr} en *heures*) (# de la durée de la pluie); Durée de Temps sec précédant la pluie calculée sur la base de l'hydraulique (DTS_r en *jour*). Les valeurs de ces variables pour chaque événement sont reportées dans l'annexe C.

Le *Tableau 9* indique les ordres de grandeurs des caractéristiques des événements pluvieux identifiés. Il s'agit de la moyenne, des déciles d_{10} et d_{90}, de la valeur minimale et de la valeur maximale pour les événements sur les deux sites. Ces pluies sont de caractéristiques différentes mais correspondent pour la plupart à des précipitations de faibles ampleurs, précédées par des durées de temps sec relativement courtes.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Tableau 9 : caractéristiques des événements pluvieux identifiés

Jules Ferry & Foin	H_P (mm)	I_{moy} ($mm.h^{-1}$)	$I_{max\ 5}$ ($mm.h^{-1}$)	D_P (h:min)	DTS (jour)
minimum	*1,0*	*0,3*	*1,2*	*0:10*	*0,10*
d_{10}	*1,2*	*1,0*	*2,3*	*0:30*	*0,26*
Médiane	*4,5*	*1,8*	*8,8*	*1:40*	*1,41*
d_{90}	*11,7*	*6,4*	*61,6*	*9:10*	*5,63*
maximum	*23,8*	*66,7*	*240,0*	*13:10*	*23,20*

3.2.2.1.3 Jours de temps sec identifiés

(Chocat, 1997) définit le temps sec par «la période de temps telle que les précipitations ne perturbent pas le fonctionnement du système d'assainissement ». Cette définition inclut autant le temps de réponse du bassin versant après une pluie. Ainsi, nous avons choisi les jours de temps sec en se basant d'abord sur les précipitations journalières, complétées par un critère de durée d'influence après la fin d'une pluie.

Dans le cadre de notre travail, nous avons considéré que :

- ✓ Les chroniques journalières de temps sec sont définies par des signaux de débits et de turbidité entre 00 :00h jusqu'à 23 :59h en heure légale (pas de temps 1 minute). Seules ont été retenues les journées complètes (débit et turbidité), ou ne présentant que des lacunes de très courte durée (10 minutes) pouvant être comblées par interpolation (linéaire) ;

- ✓ Les précipitations journalières inférieures à *1 mm* n'ont pas d'effet décelable sur les grandeurs étudiées (débit et flux de turbidité). Le pluviomètre de Foin a été utilisé comme référence pour appliquer ce critère au site des Quais et celui de Jules Ferry pour Clichy ;

- ✓ Les jours ne satisfaisant pas au critère précédent contiennent au moins un événement pluvieux tel que défini ci-dessus. D'après le signal de conductivité, le réseau d'assainissement revient à un fonctionnement normal après une période de 2 heures après la fin de chaque pluie (*cf. Figure 26, (b)*). Parmi les journées satisfaisant au critère précédent on ne retient donc que celles qui font suite à un jour sec ou un jour pluvieux dont le dernier événement se situe en-deçà de cette période d'influence.

Sur la base de ces critères, nous avons recensé ***221*** jours complets sur le site des Quais et ***215*** jours complets sur le site de Clichy dont ***209*** jours communs.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

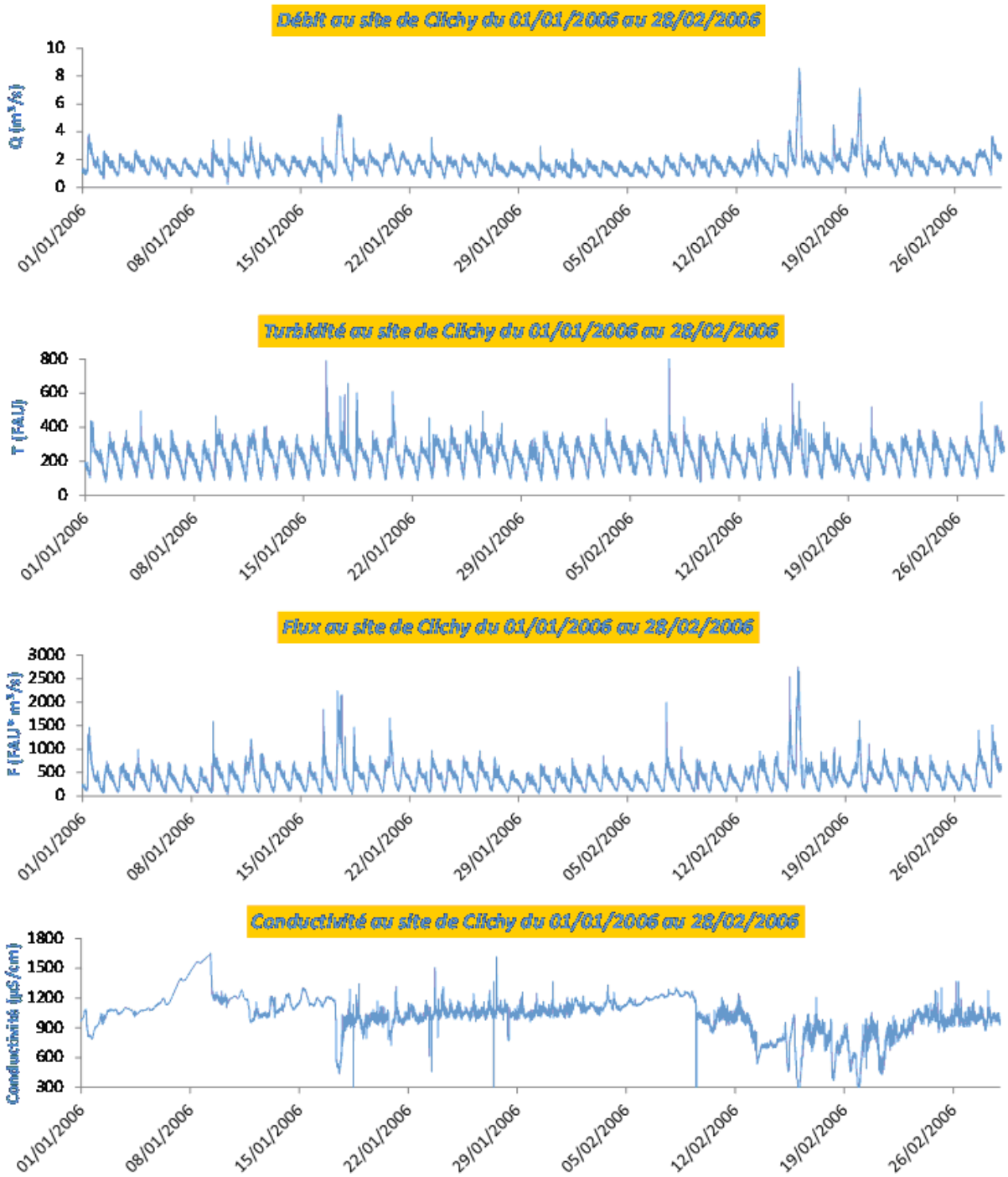


Figure 27 : Exemple des chroniques de débits, turbidités, flux de turbidités et conductivité pour la période du 01/01/2006 au 28/02/2006 à Clichy

3.2.2.2 Eaux de ruissellement : Marais

Les événements pluvieux sur le site du Marais ont été échantillonnés dans le cadre de la thèse de (Gromaire-Mertz, 1998) pour un objectif de caractérisation de la pollution dans les eaux de ruissellement et de leurs contributions à la pollution transportée à l'exutoire du bassin versant du Marais à Paris.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les concentrations moyennes événementielles ont été évaluées pour trois types de surfaces urbaines identifiées par (Gromaire-Mertz, 1998) et pour 31 événements pluvieux échantillonnés entre 1996 et 1997. Durant l'ensemble de ces campagnes, des échantillons provenant de 4 à 11 toitures, 3 chaussées et 3 cours intérieures ont été analysés. Les concentrations mesurées dans les cours intérieures sont supposées représentatives des celles des autres types de surfaces (Gromaire *et al.*, 2001; Kafi-Benyahia *et al.*, 2006a; Gasperi *et al.*, 2010)

Les mesures de concentration des eaux de ruissellement effectuées sur les différents points de mesure ont été extrapolées à tout le bassin versant de la manière suivante (Gromaire *et al.*, 2001):

- ✓ Pour les eaux de ruissellement des chaussées, la moyenne arithmétique des concentrations mesurées C_{chau} pour un événement pluvieux sur les différents points d'échantillonnages des eaux de ruissellement de chaussée (au maximum trois rues échantillonnées) a été affectée à l'ensemble de la surface de voirie du bassin.

- ✓ Pour les eaux de ruissellement de toitures, la moyenne des concentrations mesurées C_{toit} pour un événement pluvieux au niveau des 4 à 11 points d'échantillonnage a été affectée à l'ensemble de la surface de toitures du bassin versant.

- ✓ Pour les eaux de ruissellement des cours, (Gromaire *et al.*, 2001) ont distingué les cours imperméabilisées des cours non imperméabilisées qui étaient nettement plus chargées en particules. Après, une valeur moyenne de la concentration des eaux de ruissellement des cours est évaluée à partir des ces deux concentrations. Nous supposons aussi que cette concentration est représentative de la concentration C_{autre} des eaux de ruissellement des autres types de surfaces.

La plage de variation des caractéristiques de ces événements pluvieux est comparable à la variabilité des événements pluvieux observée sur les sites de Quais et Clichy (*Tableau 10*). La proportion d'événements de faible hauteur d'eau aux sites de Quais et Clichy (*cf. Tableau 9*) est inférieure à celle observée dans la population totale des pluies au Marais (*Tableau 10*).

Les coefficients de ruissellement pour les trois types de surface ont été évalués à partir des valeurs théoriques citées dans la littérature et calés de façon à retrouver une valeur moyenne

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

de *0.71* (obtenue à partir de l'hydrogramme) au site de Marais: $C_{toitures}$*=0,8,* $C_{voiries}$*= 0,71,* et C_{autres}*= 0,46* (Gromaire-Mertz, 1998).

Tableau 10 : Caractéristiques des 31 événements utilisés pour la modélisation de la concentration et de la masse des eaux de ruissellement (Gromaire *et al.*, 2001)

Marais	H_p (mm)	I_{moy} (mm/h)	I_{max5} (mm/h)	Durée (h:mn)	DTS (j)
Minimum	*2,8*	*1,1*	*2,5*	*0:06*	*0,03*
Médiane	*7,1*	*3,5*	*12,2*	*2:06*	*1,3*
Maximum	*21,6*	*35,3*	*56,7*	*7:15*	*29,9*

3.3 Site Lyonnais : Ecully

3.3.1 Description du site

Le bassin versant d'Ecully est une zone d'habitat résidentiel moyennement dense : 7000 EH environ. La *Figure 28, (a)* illustre une vue aérienne par *GoogleEarth* du bassin versant. Le bassin versant d'Ecully est équipé d'un réseau unitaire avec une surface totale de *245 ha* imperméabilisée à *42 %*. La pente moyenne du bassin versant est estimée à *2.7 %*, son coefficient de ruissellement à *0.15*. Du fait de sa pente moyenne, le réseau d'assainissement d'Ecully ne présente pas des zones connues de dépôts dans son réseau (Dembélé, 2010). En effet, aucune présence de dépôts significatifs dans le réseau n'est répertoriée par les agents du Grand Lyon (Métadier, 2011).

Une étude de l'occupation des sols montre que ce bassin versant est majoritairement (60 %) occupé par des espaces verts aménagés, comme indiqué sur la *Figure 28* (droite).

Ce site a des caractéristiques différentes de celles de sites parisiens : il est très pentu et il ne présente pas des zones connues de dépôts dans son réseau. Nous avons utilisé les données de turbidité acquises dans le cadre d'OTHU pour comparer la contribution du stock de dépôts dans son réseau par temps de pluie à celle du réseau d'assainissement parisien.

3.3.2 Base de données utilisée

Des mesures quantitatives et qualitatives sont effectuées en continu au pas de temps de 2 minutes à l'exutoire du bassin versant d'Ecully. Pour l'estimation du débit, des mesures de hauteur et de vitesse sont effectuées directement dans le réseau. Pour la qualité, les mesures sont réalisées dans un canal de mesure placé en dérivation dans un bungalow et alimenté en

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

continu par une pompe péristaltique à débit constant de *1 l/s* avec une vitesse moyenne d'aspiration de *1 m/s (Métadier, 2011)*. Les principaux paramètres mesurés en continu sont la température, le pH, la conductivité et la turbidité. Cette dernière est mesurée par néphélométrie sur une gamme de 0-4000 FNU (*Formazine Nephelometric Units*).

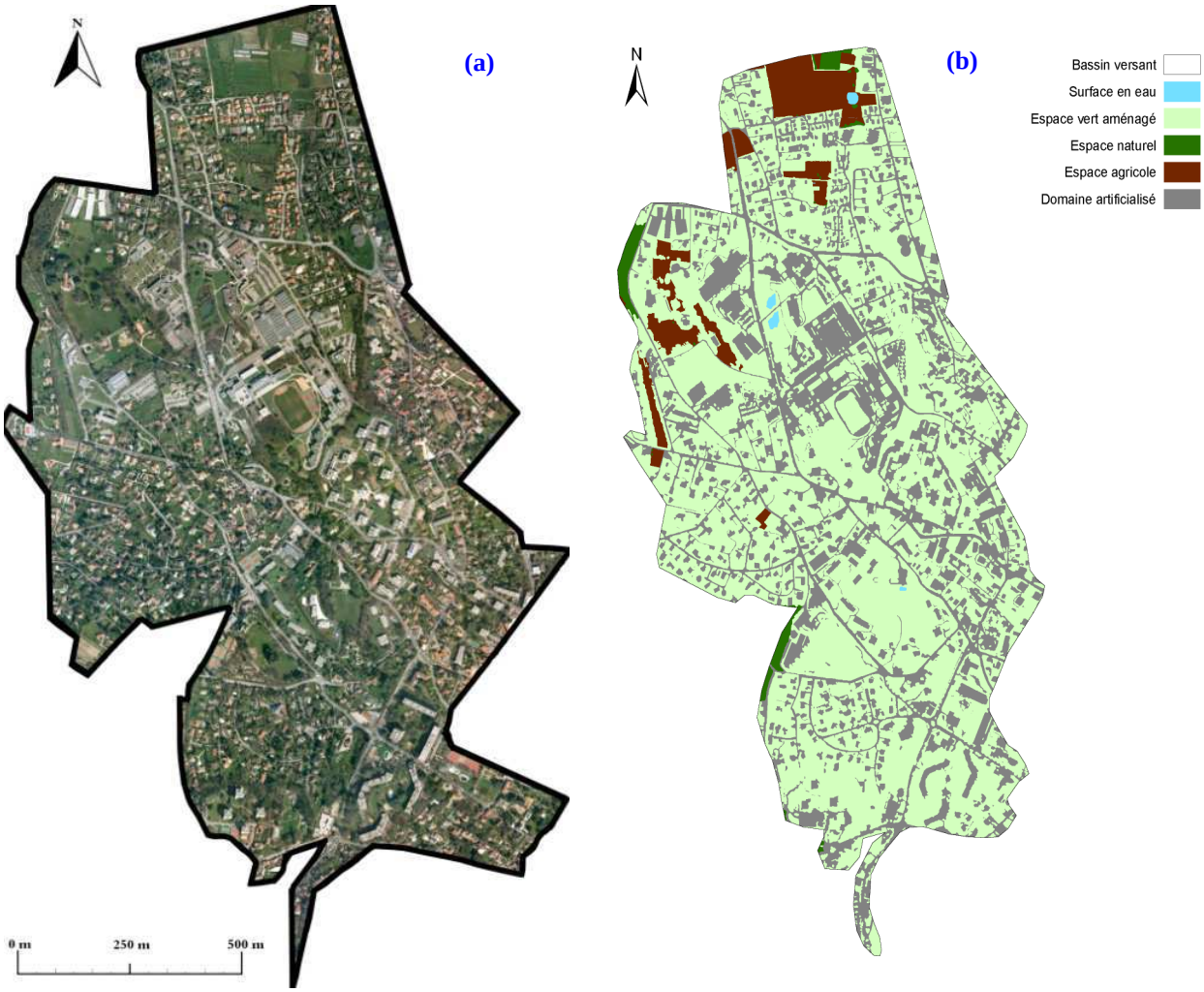


Figure 28 : Vue aérienne du bassin versant d'Ecully

La base de données de turbidité a été validée sur la période 2004-2008 (Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011b). *(Métadier, 2011)* a pu identifier 239 événements pluvieux sur la période l'année 2004-2008. Les caractéristiques pluviométriques de ces événements sont récapitulées dans le *Tableau 11*. La plage de variation d_{10}-d_{90} de ces caractéristiques est semblable à celle du site des Quais et Clichy.

L'évaluation de la masse en MES pour chaque événement a été faite en utilisant les données de débits, de turbidités et une relation MES-Turbidité (polynôme de 2nd degré) avec un calcul d'incertitudes associées (Metadier and Bertrand-Krajewski, 2010). (Metadier and Bertrand-

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Krajewski, 2011a) ont évalué aussi le volume d'eaux et la masse en MES des eaux usées transportées durant un événement et les incertitudes associées. Cette base de données est constituée alors pour chaque événement pluvieux, du volume total, du volume d'eaux usées, du volume d'eaux ruisselées, de la masse totale, de la masse d'eaux usées, de la masse des eaux non usées et des incertitudes associées.

Pour plus de détails sur cette base de données on pourra se reporter à (Métadier, 2011).

Tableau 11 : Caractéristiques des 239 événements identifiés sur le site d'Ecully par (Métadier, 2011)

Ecully	*H_P (mm)*	*I_{moy} (mm/h)*	*I_{max5} (mm/h)*	*D_P (h)*	*DTS(j)*
Minimum	*0,16*	*0,13*	*0,34*	*0,08*	*0,17*
d_{10}	*0,68*	*0,31*	*1,04*	*0,44*	*0,25*
Médiane	*3,00*	*0,93*	*2,60*	*3,37*	*1,17*
d_{90}	*14,19*	*3,76*	*8,81*	*13,52*	*6,44*
Maximum	*69,95*	*29,14*	*36,80*	*49,43*	*23,56*

4 CONCLUSION

Notre étude du transport solide en réseau unitaire permet de valoriser différents types de données acquises dans le cadre des trois observatoires :

- caractéristiques des événements pluvieux
- concentration des eaux de ruissellement (entrées dans le réseau)
- débit, conductivité et turbidité à l'exutoire de différents types de bassins versants par temps sec et par temps de pluie
- relations entre turbidité et matières en suspension

Les données provenant de 6 sites expérimentaux ont été exploitées : *Marais*, *Quais* et *Clichy* à Paris, Cordon *Bleu* et *Saint-Mihiel* à Nantes et Écully à Lyon, avec sur chaque site des bases de données de longue durée permettant des études statistiques sur des échantillons de plusieurs dizaines d'événements.

Les données de Marais permettent de caractériser les eaux de ruissellement

Les données de Quais et Clichy permettent d'analyser la variabilité spatiale des flux et des concentrations par temps sec et par temps de pluie pour *les mêmes événements*.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les données de Clichy et Ecully permettent de comparer les phénomènes de transport solides pour deux réseaux de caractéristiques différentes.

Enfin les données de Nantes permettent d'analyser les relations entre turbidité et MES.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

PARTIE III

REPRÉSENTATIVITÉ DE LA TURBIDITÉ POUR ANALYSER LE TRANSPORT SOLIDE DANS UN RÉSEAU D'ASSAINISSEMENT UNITAIRE

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

CHAPITRE 4.

REPRÉSENTATIVITÉ DE LA TURBIDITÉ POUR ANALYSER LA CONCENTRATION EN MES

1 INTRODUCTION

La théorie de Mie montre que pour une suspension homogène de particules de caractéristiques données (taille, forme, indice de réfraction) la turbidité mesurée en atténuation est proportionnelle à la concentration volumique en particules (Mishendo *et al.*, 1999). De plus, si la masse volumique des particules est fixée, cette propriété s'applique aussi aux concentrations massiques. On peut écrire : $MES = a \times T$.

Le coefficient de proportionnalité *a* (rapport MES/Turbidité) dépend des caractéristiques des particules en suspension qui dans les eaux résiduaires urbaines constituent des suspensions hétérogènes dont les caractéristiques peuvent varier dans le temps et dans l'espace en relation avec la nature de l'effluent. Ceci suggère une variabilité potentielle du rapport MES-Turbidité : par temps sec selon les heures et les jours et par temps de pluie lors de l'événement et en fonction des événements pluvieux.

L'objectif de ce chapitre est tout d'abord d'étudier la variabilité du rapport MES/ Turbidité sur deux sites expérimentaux: Cordon Bleu (CB) et Saint-Mihiel (SM) à Nantes (*cf. § page 97*). Dans un premier temps, nous étudions la variabilité du rapport entre les deux sites, par temps sec et par temps de pluie, puis nous essayons de relier cette variabilité aux caractéristiques générales de l'événement pluvieux et la nature des effluents.

Nous comparons cette approche basée sur le rapport MES /Turbidité à une approche souvent utilisée en pratique et basée sur des relations empiriques MES-Turbidité établie par régression linéaire.

2 VARIABILITÉ DU RAPPORT MES/TURBIDITÉ

Nous notons dans la suite a_{ij} la valeur du rapport entre la concentration en MES et la turbidité associée à l'échantillon *j* de l'événement ou du jour de temps sec *i*.

Dans les eaux résiduaires urbaines les MES présentes dans l'eau ont des caractéristiques variables dans le temps. Cette variabilité impliquera une variation de la relation MES-Turbidité (Marechal, 2000), donc, une variation du rapport a_{ij} en fonction du temps. En effet, les caractéristiques peuvent varier en temps sec lors de la journée et entre les jours (Gasperi *et al.*, 2008b) et en temps de pluie à lors de l'événement et entre les événements pluvieux (Kafi-Benyahia *et al.*, 2008).

On définit les termes suivants :

Une *observation* est une valeur du rapport a_{ij} qui correspond à un prélèvement ;

Un *échantillon d'observation* est un ensemble de prélèvements ; par exemple, un événement ou une journée de temps sec ;

Un *groupe* est un ensemble d'échantillons d'individus. Par exemple, le groupe « événement pluvieux » à CB représente l'ensemble des événements pluvieux sur le site de CB. Ainsi, pour chaque groupe, nous avons deux variabilités : une *variabilité intra-groupe* (à l'intérieur de l'échantillon d'observations) et une *variabilité inter-groupe* (entre les échantillons d'observations). Par exemple, pour le groupe « événement pluvieux » à CB, la variabilité intra-groupe représente la variabilité du rapport a_{ij} lors d'un événement pluvieux (*intra-événementielle*) et la variabilité inter-groupe représente la variabilité du rapport a_{ij} entre les événements pluvieux (*inter-événementielle*). Les groupes identifiés dans la suite sont : « *site* **»** (par temps sec et temps de pluie)**, «** *temps sec* » et « *événement pluvieux* ».

Les questions qui se posent « est-ce qu'il y a une différence significative du rapport a_{ij} au sein d'un même groupe ?», « comment pouvons-nous évaluer cette différence ?» et «Existe-il de variables explicatives de cette variabilité ? ».

2.1 Méthodologie générale

L'analyse de la variabilité du rapport a_{ij} entre les sites, par temps sec et par temps de pluie a été faite en quatre étapes (*Figure 29*) :

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

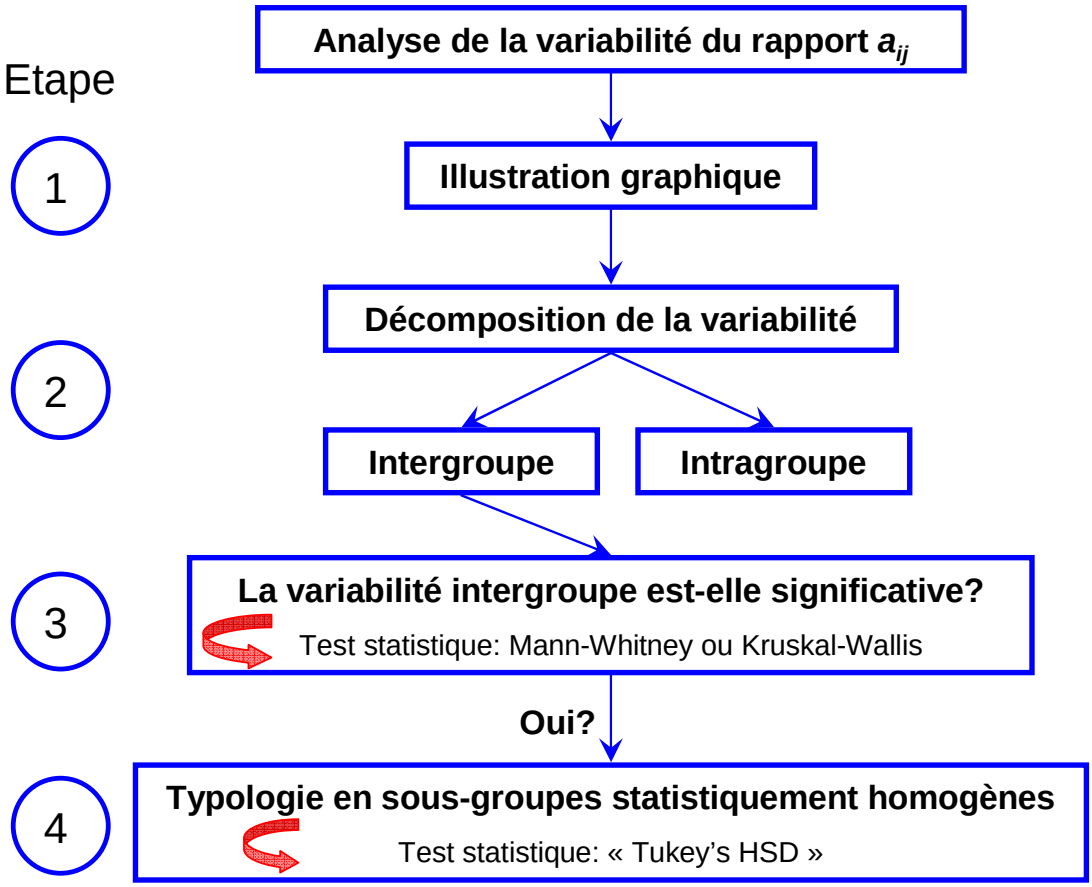


Figure 29 : Méthodologie d'analyse de la variabilité du rapport a_{ij}

1. La première étape consiste à caractériser et illustrer graphiquement la variabilité globale du rapport a_{ij} ;

2. La deuxième étape consiste à décomposer la variabilité du rapport a_{ij} pour donner la part de variabilités inter-groupe et intra-groupe par rapport à la variabilité totale dans un groupe donné: par exemple, pour le groupe « temps de pluie », le rapport a_{ij} varie à l'intérieur de l'événement pluvieux et entre les événements pluvieux, la décomposition de la variabilité permet de donner la part de la variabilité inter et intra-événementielle du rapport a_{ij} par rapport à sa variabilité totale par temps de pluie. Cette décomposition n'est pas un test statistique, c.à.d. elle ne permet pas de dire si la variabilité inter-événementielle est significative ou non à un seuil donné mais elle décompose la variabilité totale même si elle n'est pas significative.

3. La décomposition de la variabilité est alors suivie d'un test statistique pour dire si la variabilité inter-groupe (entre les sites, entre les événements pluvieux, entre les journées de temps sec) est statistiquement significative au seuil de 5%.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

4. Si la variabilité inter-groupe est significative au seuil de 5%, nous faisons alors une typologie d'échantillons d'observations en utilisant un deuxième test statistique. Ce test sert à identifier des sous-groupes d'échantillons d'observations statistiquement homogènes au seuil de 5%. Les sous-groupes obtenus seront interprétés en fonction des caractéristiques générales des événements pluvieux et de l'hydraulique en réseau d'assainissement.

Tous les tests statistiques utilisés sont détaillés dans l'annexe D.

2.2 Caractérisation globale de la variabilité du rapport a_{ij}

2.2.1 Méthodologie

Dans ce paragraphe, nous représentons la dispersion du rapport a_{ij} en fonction de groupes choisis. Cette dispersion est illustrée sous la forme de fonction de répartition et des boîtes à moustaches (*Figure 30*) : les traits inférieur et supérieur de la boîte correspondent respectivement aux *1er* et *3ème* quartiles (Q_3 et Q_1) tandis que la médiane (Q_2) et la moyenne sont représentées par les traits à l'intérieur de la boîte par un symbole + (en rouge). Les deux moustaches inférieure et supérieure délimitent les valeurs dites adjacentes qui sont déterminées à partir de l'écart interquartile $IQR = Q_3 - Q_1$. Elles valent $Q_1 - 1,5 * IQR$ et $Q_3 + 1,5 * IQR$.

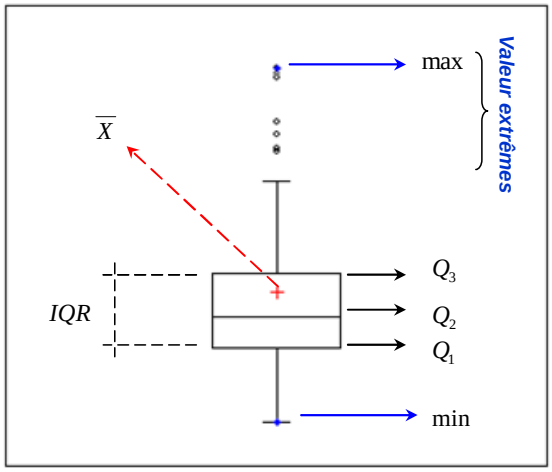


Figure 30 : illustration de la boîte à moustaches de Tukey d'une population de valeurs *X*

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les valeurs adjacentes sont choisies pour obtenir 99% de valeurs de la variable *X* entre les deux moustaches sous l'hypothèse de la normalité de *X*. Les valeurs dites extrêmes situées au-delà des valeurs adjacentes sont individualisées et sont représentées par des marqueurs. Les valeurs maximales et minimales sont représentées par un cercle (les deux cercles extrêmes en bleu).

2.2.2 Résultats

Le *Tableau 12* donne les caractéristiques statistiques des rapports a_{ij} sur les deux sites CB et SM par temps sec et/ou par temps de pluie. Ces rapports sont illustrés *Figure 31* sous forme de boîtes à moustaches de Tukey et de fonctions de répartition empiriques.

Tableau 12: Caractéristiques statistiques du rapport a_{ij} par temps sec et par temps de pluie sur les deux sites Cordon Bleu (CB) et Saint-Mihiel (SM). (*) CV : Coefficient de variation ; d_{10}, Q_1, Q_3 et d_{90} : les centiles *10, 25, 75* et *90* de la distribution de a_{ij}

a_{ij} ($mg.l^{-1}.FAU^{-1}$)		Min	Max	Moyenne	$C_V^{(*)}$ (%)	$d_{10}^{(*)}$	$Q_1^{(*)}$	Médiane	$Q_3^{(*)}$	$d_{90}^{(*)}$
Temps sec & Temps de pluie	CB	0,48	1,50	0,83	19	0,64	0,72	0,83	0,91	1,02
	SM	0,55	1,57	0,91	20	0,68	0,80	0,92	1,02	1,10
Temps sec	CB	0,48	0,77	0,65	9	0,56	0,61	0,66	0,69	0,71
	SM	0,55	0,87	0,70	12	0,61	0,62	0,68	0,76	0,80
Temps de pluie	CB	0,62	1,50	0,89	16	0,74	0,79	0,86	0,94	1,04
	SM	0,59	1,57	0,94	19	0,72	0,83	0,94	1,03	1,11

Les valeurs médianes et moyennes du rapport a_{ij} au site de SM sont légèrement supérieures à celles du site de CB obtenues par temps sec et/ou par temps de pluie. Cela pourrait être dû à la nature du réseau du bassin versant de CB qui est en moitié séparatif pluvial en amont. La différence par temps sec pourrait être due aussi au faible nombre des jours échantillonnés au site de SM.

Le site de CB a une dispersion du rapport a_{ij} moins importante que celle du site de SM par temps sec et/ou par temps de pluie. Cette dispersion par temps de pluie donnée par les valeurs adjacentes est de l'ordre de *30 %* par rapport à la valeur médiane à CB et de *40 %* à SM. La plupart des valeurs extrêmes du rapport a_{ij} concernant des événements pluvieux forts (2 à CB et 1 à SM) se caractérisent par des valeurs sensiblement plus élevées que le reste de la population. Ces valeurs représentent un faible pourcentage de l'ordre de *5%* sur les deux sites.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Le coefficient de variation du rapport a_{ij} est environ 20% par temps sec et temps de pluie ensemble sur les deux sites, il vaut ~9-12% sur les deux sites par temps sec, tandis que il est entre 16 et 19% par temps de pluie.

La variabilité du rapport a_{ij} par temps sec, même si elle est limitée (Cv_{TS}~*10%*), pourrait être due à la variabilité des caractéristiques des particules produites et qui sont fonction du type d'activités sur les sites entre les plages horaires ou entre jour ouvrable ou jour férié (Kafi-Benyahia *et al.*, 2006b).

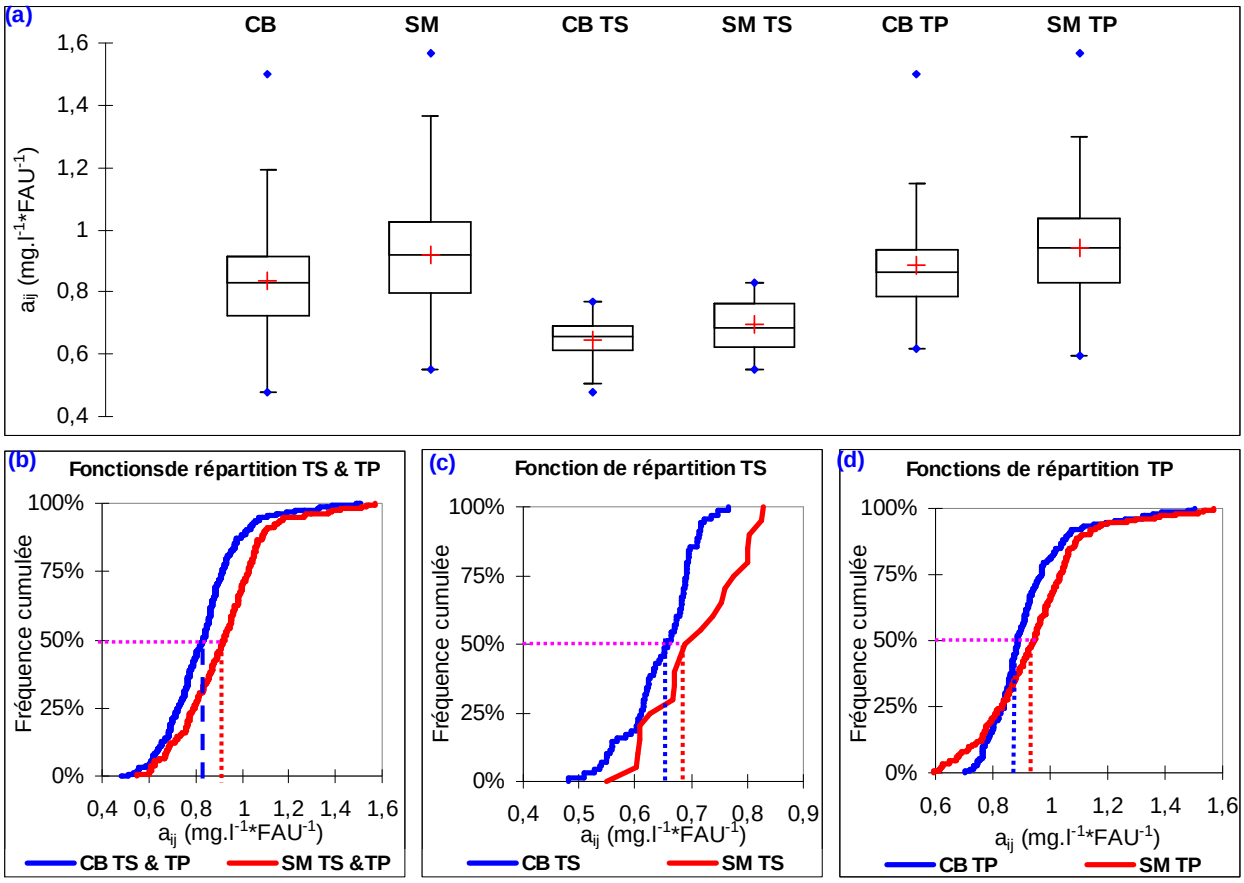


Figure 31 : | (a) : Boîtes à moustaches du rapport aij à SM et CB par temps sec et temps de pluie ; (b), (c), (d) : Relations entre la concentration en MES et la turbidité à CB et à SM par temps sec et par temps de pluie. (Les différents symboles représentent les différents événements)

Les valeurs du rapport a_{ij} par temps sec ont une faible dispersion et présentent des valeurs plus faibles que celles de temps de pluie. Ce résultat est évident à cause du caractère variable des événements pluvieux. Il peut s'expliquer par le type des particules transportées par temps de pluie (plus variables, plus minérales, …) (Joannis *et al.*, 2008).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les formes de la fonction de répartition empirique sur les deux sites par temps sec et temps de pluie (TS & TP) et par temps de pluie (TP) sont semblables. La différence de fonctions de répartition est beaucoup moins marquée par temps de pluie que celle par temps sec. Ceci pourrait être dû à la forme irrégulière de la fonction de répartition sur le site de SM par temps sec (TS) à cause du faible nombre de données à SM (*19* à SM contre *55* à CB). Nous n'avons pas pu ajuster une loi théorique pour les distributions empiriques du rapport a_{ij} pour les deux sites par temps sec mais une distribution lognormale pourrait être acceptée pour la distribution du rapport a_{ij} par temps de pluie au seuil de signification de 5%.

La comparaison avec des données de la littérature n'est pas facile car elle dépend du capteur utilisé (longueur d'onde λ), de son étalonnage et de la méthode de mesure utilisée (Néphélométrie ou Atténuation). Nous avons trouvé peu de données dans la littérature sur cette relation pour un turbidimètre en atténuation étalonné avec la Formazine. Ainsi, ces données sont illustrées généralement sous forme d'une relation moyenne MES-Turbidité forcée ou non forcée à l'origine. On pourra faire une première comparaison entre la pente de cette relation moyenne et la valeur moyenne du rapport a_{ij}.

En utilisant les valeurs de couples (MES, Turbidité) reportées dans l'annexe de la thèse de (Marechal, 2000) pour des prélèvements d'échantillons d'eaux usées à l'entrée de la station d'épuration de Port Lavigne alimentée par un réseau séparatif d'eaux usées: la valeur moyenne estimée pour huit échantillons est $0{,}71\ mg.l^{-1}.FAU^{-1}$ avec un coefficient de variation de *8%*. Cette valeur moyenne est supérieure à celle obtenue par temps sec à CB et SM. Le coefficient de variation est légèrement inférieur à celui obtenu à CB et SM. La gamme de variation de a_{ij} (min- max) sur ces sites est de même ordre de grandeur $\sim 0{,}5\text{-}0{,}8\ mg.l^{-1}.FAU^{-1}$.

Par temps de pluie, la pente de la relation moyenne MES-Turbidité non forcée à l'origine de temps de pluie obtenue par (Lacour, 2009) sur six sites en région parisienne est $0{,}82\ mg.l^{-1}.FAU^{-1}$. Cette valeur est de même ordre de grandeur que les valeurs moyennes du rapport a_{ij} obtenues à CB et SM.

2.3 Décomposition de la variabilité

Le paragraphe précédent montre une certaine variabilité du rapport a_{ij}. L'objectif de ce paragraphe est de décomposer cette variabilité afin de savoir la part de la variabilité inter-

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

groupe et celle de la variabilité intra-groupe en fonction des groupes choisis : ***sites***, ***temps sec*** et ***temps de pluie***.

2.3.1 Méthodologie

Nous regroupons les observations correspondant à la même occurrence du groupe choisi. Pour un groupe donné, supposons *k échantillons d'observations* constitués (*k sites* ou *k événements pluvieux* ou *k jours de temps sec*) G_1, G_2,…, G_k avec respectivement n_1, n_2,…, n_k observations. Les valeurs moyennes peuvent être calculées pour chaque G_i et pour l'ensemble des observations :

$$\overline{a_i} = \frac{1}{n_i}\sum_j a_{ij} \text{ et } \overline{a} = \frac{1}{\sum_i n_i}\sum_i \sum_j a_{ij}$$

La décomposition de la variabilité s'écrit sous la forme :

$$\underbrace{\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}\left(a_{ij}-\overline{a}\right)^2}_{SC_T} = \underbrace{\sum_{i=1}^{k} n_i\left(a_i-\overline{a}\right)^2}_{SC_{\text{inter}}} + \underbrace{\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}\left(a_{ij}-\overline{a_i}\right)^2}_{SC_{\text{intra}}}$$

$$SC_T = SC_{\text{inter}} + SC_{\text{intra}}$$

Où SC_T désigne la variabilité totale (*SC :* Somme Carré), SC_{inter} la variabilité inter-groupe et SC_{intra} la variabilité intra-groupe.

On définit le *rapport d'inertie RI* (ou rapport de corrélation) par la part de la variabilité totale des données expliquée par la variabilité inter-groupe (par exemple part de la *variabilité inter événement* par rapport *à la variabilité totale* par temps de pluie) :

$$RI = 100 * \frac{SC_{\text{inter}}}{SC_T}$$

C'est un indice qui varie entre 0 et 100. Il tend vers zéro si toute la variabilité observée est une variabilité intra-groupe (*intra-événementielle* par exemple).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.3.2 Résultats

La décomposition de variabilité du rapport a_{ij} en variabilité inter-groupe et intra-groupe est illustrée *Figure 32* sous la forme de rapports d'inertie *RI* et *100-RI*.

Pour le groupe ***site***, le rapport d'inertie *RI* égal à *6 %* que ce soit par temps sec et /ou par temps de pluie. Autrement dit que la variabilité intersite de rapports a_{ij} représente 6% de la variabilité totale sur les deux sites. Donc la variabilité de rapports a_{ij} est plutôt une variabilité intrasite.

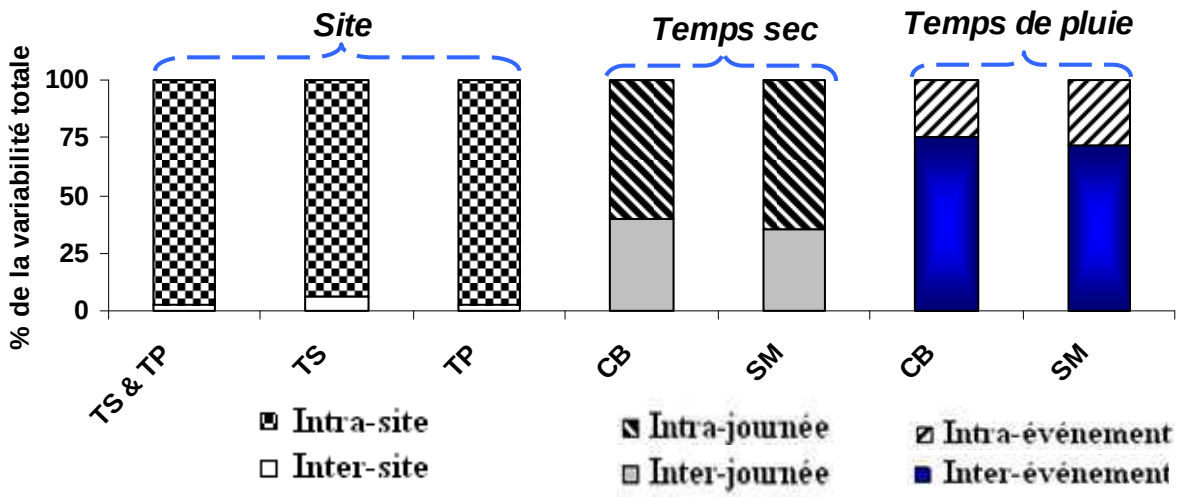


Figure 32 : pourcentage de la variabilité inter-groupe et intra-groupe par rapport à la variabilité totale dans le groupe (TS : temps sec, TP : temps de pluie, CB : Cordon Bleu, SM : Saint-Mihiel). Le rapport d'inertie *RI* est égal à la partie basse de chaque colonne

Par ***temps sec***, la variabilité du rapport a_{ij} entre les journées est non négligeable par rapport à la variabilité au sein de chaque journée sur les deux sites. En effet, elle représente *40 %* à CB et *35 %* à SM de la variabilité totale du rapport a_{ij} par temps sec (*Figure 32, CB ; SM*, Temps sec).

Par ***temps de pluie***, plus de 70% de la variabilité totale du rapport a_{ij} par temps de pluie sont dus à la variabilité inter-événementielle.

Cette première analyse a permis de décomposer la variabilité totale du rapport a_{ij} pour un groupe donné même si elle n'est pas significative. On pourrait tester la significativité de cette variabilité au seuil de 5% au sein d'un groupe donné par un test statistique.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.4 Tests statistiques

2.4.1 Méthodologie

Généralement une décomposition de la variabilité sera complétée par un test statistique afin de tester *l'homogénéité des moyennes entre les différents groupes* G_i en utilisant le test paramétrique d'analyse de variance ANOVA (équivalent de celui de Student pour la comparaison de moyennes de deux échantillons d'individus pour $k>2$). Ces tests paramétriques supposent que les distributions des a_{ij} sont normales et que les variances sont homogènes (homoscédastiques). Ces deux hypothèses ne sont pas vérifiées dans notre cas. Pour cela, nous avons utilisé des *tests non paramétriques* (les conditions de normalité et d'homoscédasticité ne sont pas imposées) : le test de *Mann-Whitney* ($k=2$: H_0 *homogénéité des distributions des* a_{ij} *entre les deux sites*, ce test est équivalent au test paramétrique de *Student*) et le test de *Kruskal-Wallis* ($k>2$: H_0 *homogénéité des distributions des* a_{ij} *entre les événements pluvieux et les journées de temps sec*, il est équivalent au test paramétrique de l'analyse de variance *ANOVA*).

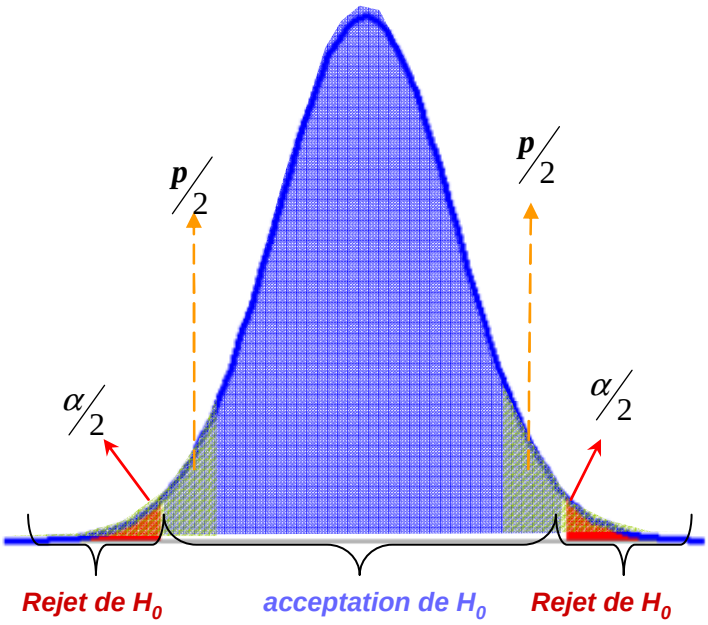


Figure 33 : Le risque de rejeter l'hypothèse nulle H_0 sachant qu'elle est vraie et la *valeur p* illustrés sur la distribution de la distance du test.

Pour chaque test, nous calculons la probabilité d'obtenir la même valeur de la distance du test sachant que l'hypothèse nulle H_0 est vraie (c.à.d. l'homogénéité de distributions des a_{ij} entre

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

les différents groupes) alors quelle est vraie. Cette probabilité est appelée la *valeur p* (*p-value*) (*Figure 33*). Elle est la probabilité de commettre une erreur de première espèce, c'est-à-dire de rejeter à tort l'hypothèse nulle et donc d'obtenir un *faux positif*. Si la *valeur p* est plus petite que le seuil $\alpha=5\ \%$, nous rejetons l'hypothèse H_0.

2.4.2 Résultats

2.4.2.1 Variabilité inter-site

Par temps sec :

Les campagnes échantillonnées par temps sec sur les deux sites Nantais ont été mélangées sans distinguer les journées pour chaque site. La *Figure 31* montre que le rapport a_{ij} prend des valeurs comparables sur les deux sites par temps sec. Le test statistique non paramétrique de Mann-Whitney confirme une variabilité non significative du rapport a_{ij} entre les deux sites au seuil significatif de *5%* (*valeur p =12%>5%).*

Ce résultat atteste dans l'ensemble une relative homogénéité spatiale de ce rapport par temps sec. Cette homogénéité a également été observée par (Marechal, 2000) sur divers sites par temps sec pour des mesures en atténuation.

Par temps de pluie :

De même par temps de pluie, la *Figure 32* témoigne d'une relative homogénéité de ce rapport entre les deux sites. Cette homogénéité spatiale peut être également appréciée au moyen de l'analyse statistique au seuil significatif de *5%* (Test de Mann-Whitney, *valeur p=28%).* Autrement dit, la variabilité du rapport a_{ij} est intrinsèquement liée à la diversité des événements pluvieux échantillonnés. Ceci pourrait être lié à la qualité des effluents unitaires par temps de pluie qui demeure relativement homogène à partir d'une certaine échelle spatiale (Kafi *et al.*, 2008).

2.4.2.2 Variabilité intrasite

Par temps sec :

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les huit campagnes de mesures de deux sites sont représentatives des différents jours de la semaine sauf le dimanche. A chaque journée, de *4* à *24* échantillons instantanés ont été prélevés Le test statistique de *Kruskal-Wallis* atteste d'une homogénéité du rapport a_{ij} entre les journées de temps sec à CB au seuil de 5% (*valeur p =27%*). Par contre, il atteste d'une variabilité significative de ce rapport entre les journées de temps sec à SM au seuil de *5 %* (*valeur p =1% <5%*). Ceci est dû à la journée du Mercredi 30/5/2001 à SM (*Figure 34*) (Sans cette journée la *valeur p* sera *11% > 5%*).

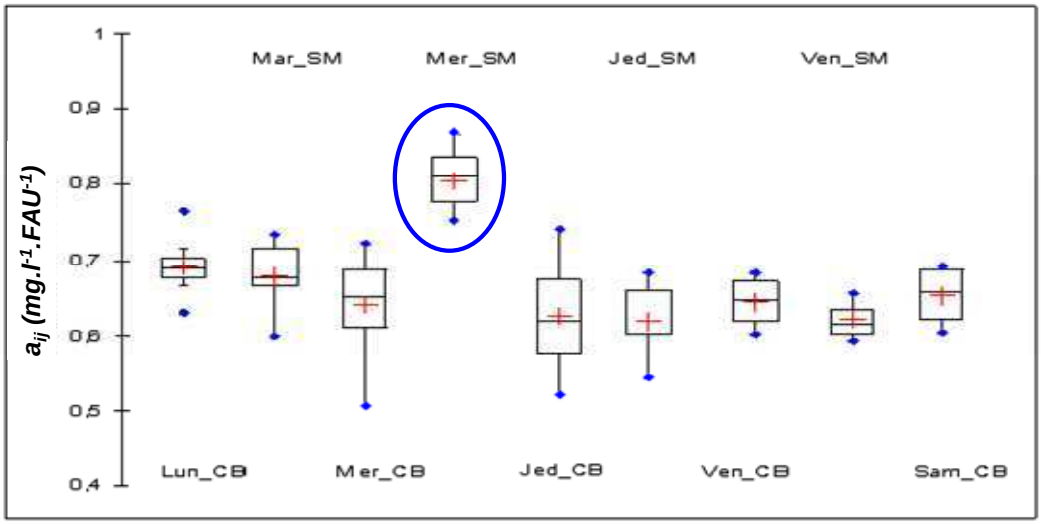


Figure 34 : Représentation sous forme de boîtes à moustaches des rapports a_{ij} par journée de temps sec à Cordon Bleu (CB) et Saint-Mihiel (SM)

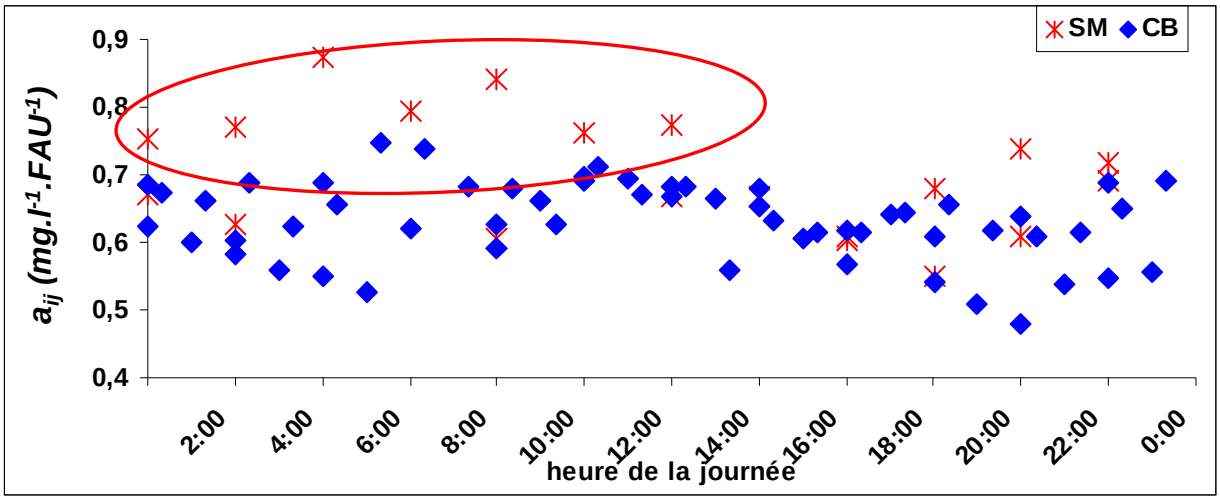


Figure 35 : a_{ij} en fonction de l'heure de la journée par temps sec à Cordon Bleu (CB) et Saint-Mihiel (SM)

En effet, les rapports a_{ij} entre les jours de la semaine sont comparables sauf pour la journée du mercredi 30/5/2001 à SM où des fortes valeurs nettement plus marquées. Ces échantillons ont

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

été prélevés instantanément de 00:00 à 10 :00 heures locales à pas de temps 2 heures. Nous ne savons pas exactement la cause de ces fortes valeurs et nous n'avons pas observé une dépendance de ce coefficient avec l'heure de prélèvement des échantillons (*Figure 35*). Ces résultats sont toutefois à interpréter avec précaution compte tenu du faible nombre de données à Saint-Mihiel par temps sec.

Sans cette journée, le test statistique de Kruskal-Wallis confirme que la variabilité inter-journalière du rapport MES/Turbidité est non significative au seuil de 5%.

Par temps de pluie,

La variabilité du rapport a_{ij} entre les événements pluvieux est claire. La *Figure 36* illustre cette variabilité inter-événementielle pour quelques événements sur chaque site sous forme de boîtes à moustaches. Le test statistique de *Kruskal-Wallis* atteste d'une différence significative du rapport a_{ij} entre les événements pluvieux à SM et CB au seuil de 5% (*valeur p <<0.1%*). Autrement dit, la variabilité du rapport a_{ij} semble plutôt dépendre de la variabilité inter-événementielle des événements pluvieux. Tandis que, la variabilité à l'intérieur de l'événement pluvieux.

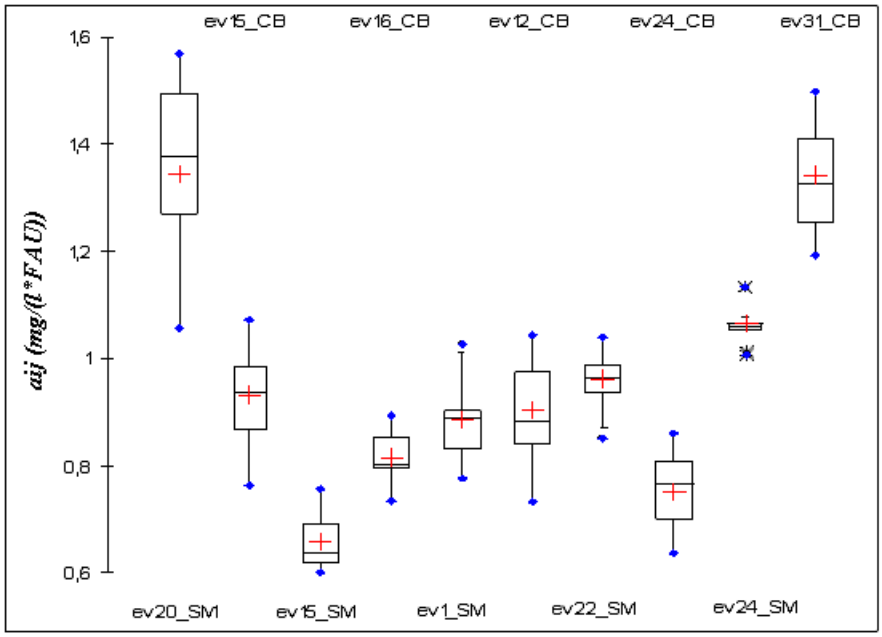


Figure 36 : illustration de la variabilité intra et inter-événementielle sous forme de boîtes à moustaches du rapport a_{ij} par temps de pluie pour 10 événements pluvieux à CB et SM

Pour la plupart des événements pluvieux, le rapport a_{ij} a une faible variabilité à l'intérieur de l'événement. Cette faible variabilité intra-événementielle est intéressante car elle nous montre

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

que la concentration en MES pour un événement donné et la turbidité de cet événement ont environ la même dynamique. Mais ce qui change plus entre les événements c'est plutôt le rapport de conversion de la turbidité en concentration en MES de ces événements.

2.5 Typologie statistique des événements

2.5.1 Méthodologie

Dans le paragraphe précédent, nous avons rejeté l'homogénéité des moyennes entre les différents événements pluvieux. Pour cela, nous poursuivons le calcul par une typologie statistique des groupes (événement par exemple) pour identifier des groupes d'événements de variabilité inter-événementielle faible. La méthode utilisée pour classifier les événements est le test statistique de *Tukey's HSD* (*Honestly Significant Difference : Différence Franchement significative*) (Braun, 1994). C'est un test de comparaison de moyennes intra-événementielles par paires.

Dans la suite, les groupes obtenus sont étudiés en fonction des caractéristiques générales des et des particules $\left(\boldsymbol{DCO}/\boldsymbol{MES}\right)$.

2.5.2 Résultats

2.5.2.1 Regroupement des événements

Sur les deux sites, le test a permis d'identifier *5* groupes statistiquement différents au seuil de *5%*. Le *Tableau 13* et les *Figure 37*, *Figure 38* et *Figure 39* détaillent chaque groupe pour chaque site. Les événements de chaque groupe sont récapitulés dans l'annexe D.

Tableau 13 : Ensemble de groupes obtenus pour les événements pluvieux sur les deux sites CB et SM

		Gr1	Gr2	Gr3	Gr4	Gr5	Tous les événements
CB	Nombre des événements	2	6	6	10	6	30
	Rapport d'inertie RI	20%	15%	3%	8%	14%	75%
	Moyenne a_{ij}	1,34	0,96	0,89	0,82	0,75	0,89
SM	Nombre des événements	1	9	6	8	2	26
	Rapport d'inertie RI	X	14%	3%	16%	3%	72%
	Moyenne a_{ij}	1,34	1,03	0,95	0,83	0,66	0,9

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La variabilité entre événements dans chaque groupe est faible, moins de 20 % de la variabilité totale à l'intérieur du groupe, alors que sa part était de *72%* sur l'ensemble des événements à Saint-Mihiel et 75% à Cordon Bleu.

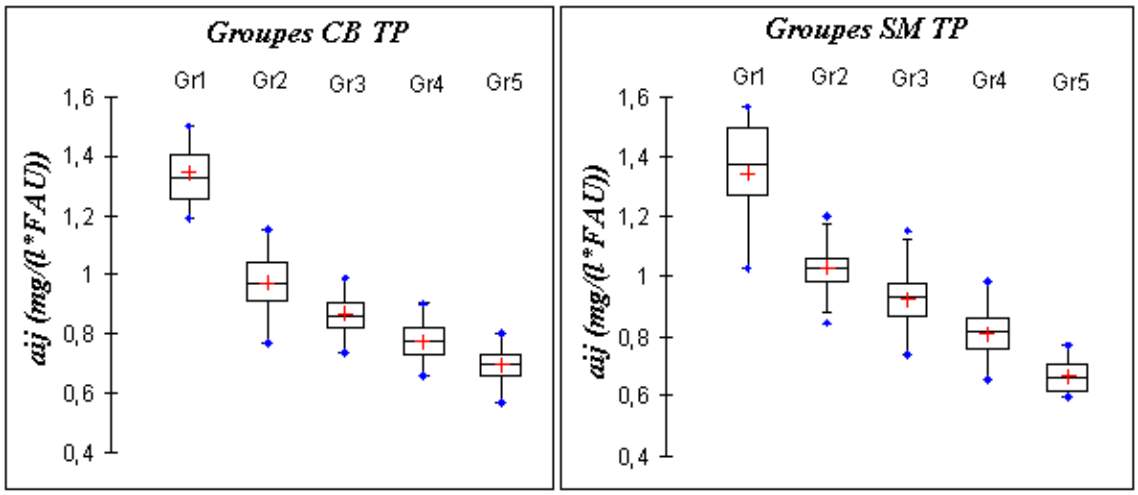


Figure 37 : Boîtes à moustaches des groupes des événements pluvieux obtenus par le test de Tukey HSD à CB et SM

Les groupes 2 à 5 présentent des nuages de points voisins mais le groupe 1 est différent des autres groupes sur les deux sites en termes du rapport a_{ij} (à SM, la droite de régression du groupe 1 a une pente légèrement supérieure à celle de la droite du groupe 2 mais ce n'est pas le cas à CB où la pente est très supérieure à celle du groupe 2). Nous pouvons voir qu'il y a une certaine intersection entre les intervalles de variabilité du rapport a_{ij} de différents groupes et que cette intersection est à l'extérieur des boîtes à moustaches (*Figure 37*). Le quartile Q_1 d'un groupe est très proche du quartile Q_3 du groupe suivant sauf le groupe 1. Ceci pourrait être dû à un manque des événements pluvieux intermédiaires.

Le premier groupe au site de CB regroupe les deux événements pluvieux décennaux 9 et 31.

A Saint-Mihiel, le premier groupe identifié ne contient que l'événement *20* seulement. Cet événement n'est pas un événement décennal, mais c'est le plus intense événement échantillonné sur le site de Saint-Mihiel horaire (I_{max60}=*8 mm/h*).

Le dernier groupe est un groupe qui ressemble aux journées de temps sec sur le site de SM. Le test de Mann-Whitney confirme cette ressemblance au seuil de *5 %* (*valeur p=21%*). Par contre sur le site de CB, le 5ème groupe est différent du groupe de temps sec (ordonnées à l'origine différentes) mais la pente de droite de régression de ce groupe est proche de celle de temps sec.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

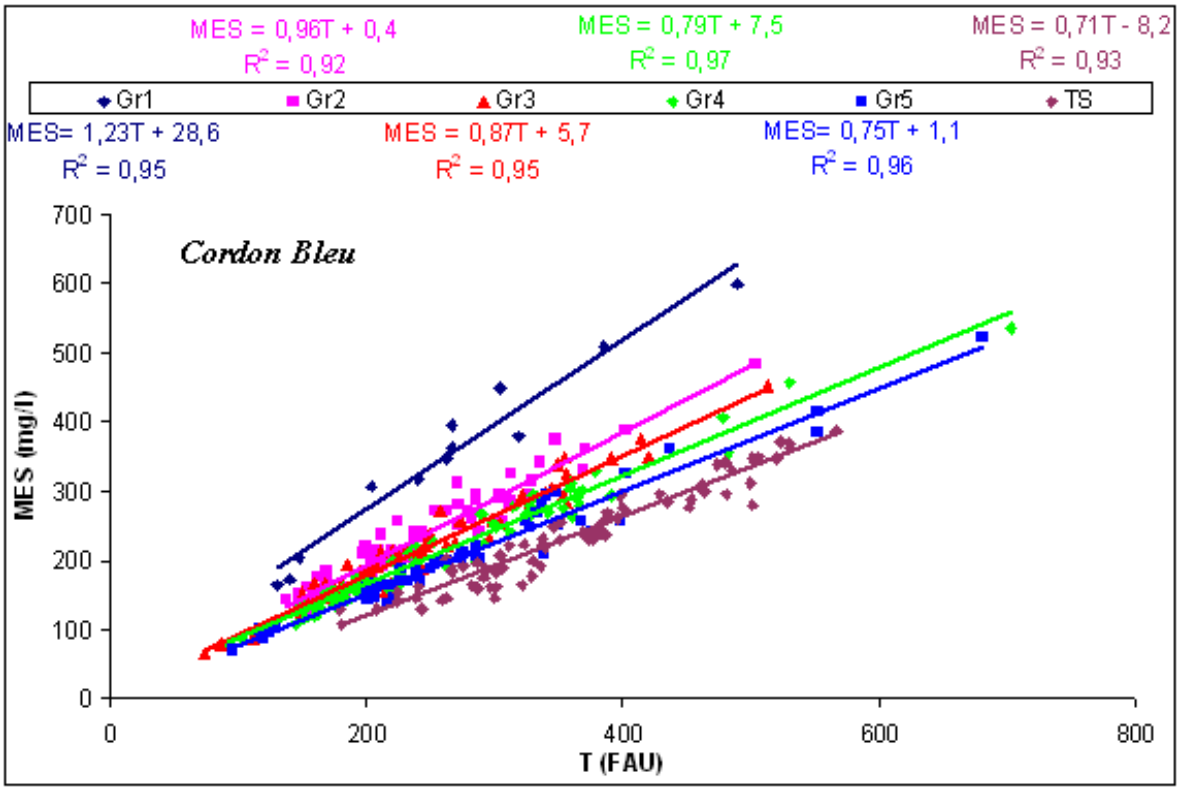


Figure 38 : Couples (*T, MES*) des groupes identifiés à CB par temps de pluie et ceux par temps sec ainsi que leurs relations linéaires

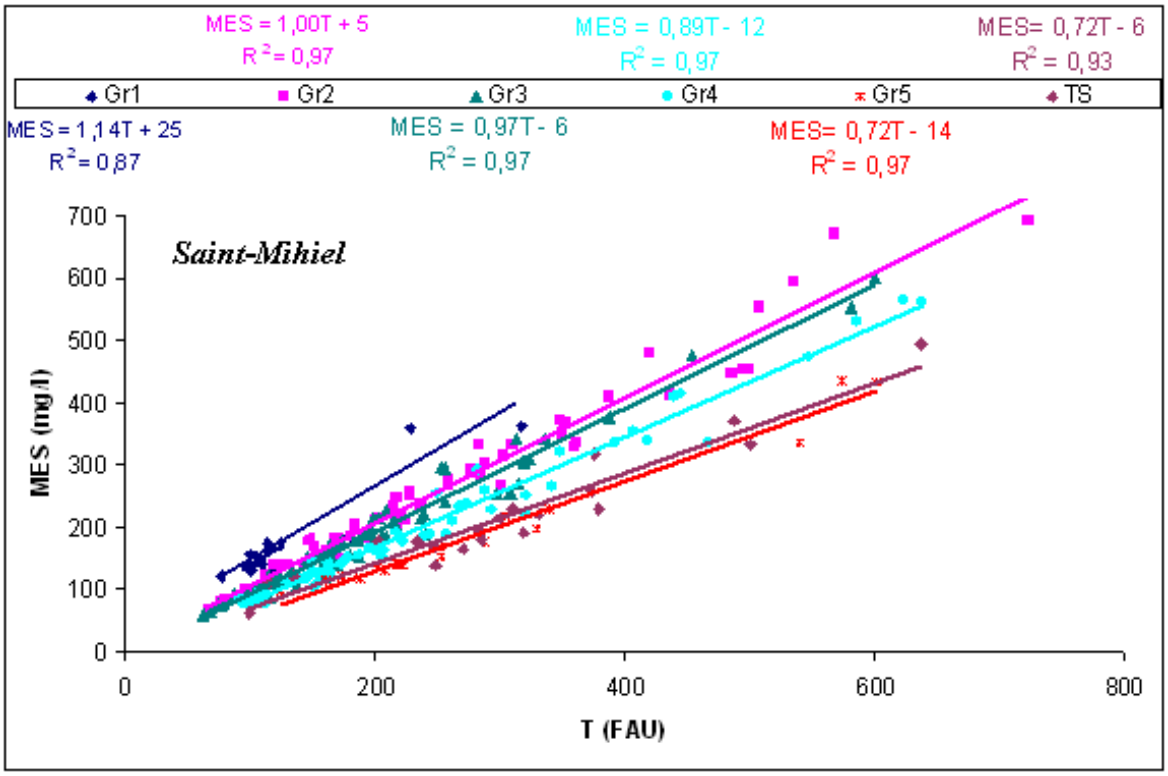


Figure 39 : Couples (*T, MES*) des groupes identifiés à SM par temps de pluie et ceux par temps sec ainsi que leurs relations linéaires

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.5.2.2 Facteurs explicatifs des groupes

La variabilité observée entre les groupes est plutôt une variabilité inter-groupe. La variabilité intra-groupe est faible (<20%). Ces résultats soulèvent certaines questions concernant la dynamique des particules à deux échelles : inter et intra-événementielle :

1. Signifient-ils que les variations des caractéristiques des particules au cours d'un événement pluvieux sont insuffisantes pour changer significativement la relation entre la turbidité et la concentration en MES ?

2. Quelles sont les raisons pour lesquelles il y a une variabilité entre les événements et non pas à l'intérieur de l'événement ?

Dans la suite nous étudions l'influence de l'intensité maximale horaire I_{max60} et du rapport DCO/MES sur la formation de ces groupes. En effet, lme choix de l'intensité I_{max60} peut être justifié par le temps de concentration de deux bassins versants qui est de l'ordre d'une heure car nous supposons que le phénomène d'érosion par temps de pluie n'est pas local.

2.5.2.2.1 Influence de l'intensité maximale de la pluie

L'intensité maximale horaire I_{max60} de la pluie n'est pas un facteur explicatif de cette variabilité et donc de la typologie des groupes sauf pour les groupes 1 dont l'intensité maximale horaire est la plus forte. Le site de CB présente deux pluies décennales ($Imax_{60}>21$ *mm/h*). L'intensité maximale horaire de l'événement 20 de site de Saint-Mihiel est moins élevée (*8mm/h*).

La *Figure 40* confirme bien l'absence de lien direct entre l'intensité de la pluie et les valeurs de rapport a_{ij} exceptés pour les événements exceptionnels à CB (période de retour décennale) et SM ($I_{max60} \geq 8mm/h$). L'effet de seuil peut être dû au manque d'échantillonnage des événements pluvieux intermédiaires.

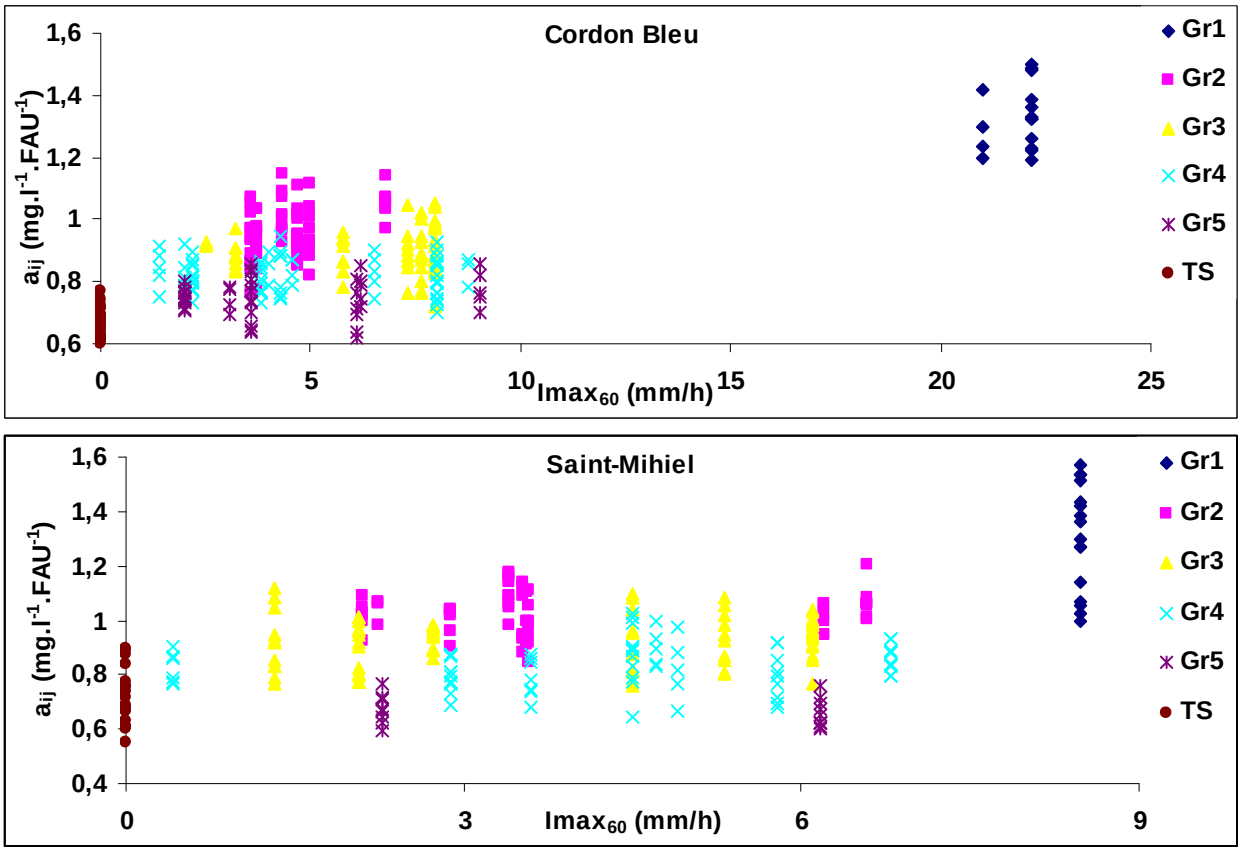


Figure 40 : a_{ij} de chaque groupe échantillonné à CB et SM en fonction de l'intensité horaire maximale de la pluie, station Gohards (chaque groupe des points vertical est un événement pluvieux) (+ le temps sec TS)

2.5.2.2.2 Influence dur rapport DCO/MES

Le rapport DCO/MES donne une indication sur la part de matières organiques dans les MES. Les *Figure 41* et *Figure 42* illustrent le rapport a_{ij} en fonction du rapport DCO/MES pour les événements de chaque groupe et les jours de temps sec où on dispose de mesure de la DCO. Le nuage des points dans chaque groupe se chevauche avec le nuage des points des autres groupes. Mais la tendance générale montre que le rapport a_{ij} décroit quand le rapport DCO/MES augmente. Cette décroissance est plus claire sur le site de CB. La moyenne du rapport a_{ij} de chaque groupe pourrait être reliée à la moyenne arithmétique du rapport DCO/MES calculée à partir mesures de DCO disponibles pour les événements de chaque groupe sur les deux sites de CB et SM. Ce rapport moyen est corrélé négativement avec la moyenne a_{ij} de chaque groupe. Cette corrélation est moins bonne sur le site de SM ($R^2_{CB}=0,99$; $R^2_{SM}=0,53$ sans le temps sec TS).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Le premier groupe à SM n'a pas un faible rapport DCO/MES comme celui du groupe 1 à CB. Pour les autres groupes, la moyenne du rapport a_{ij} diminue lorsque la moyenne du rapport DCO/MES augmente. Ce résultat pourrait s'expliquer : à concentrations égales, les échantillons les plus minéraux ont une turbidité plus faible que les échantillons organiques.

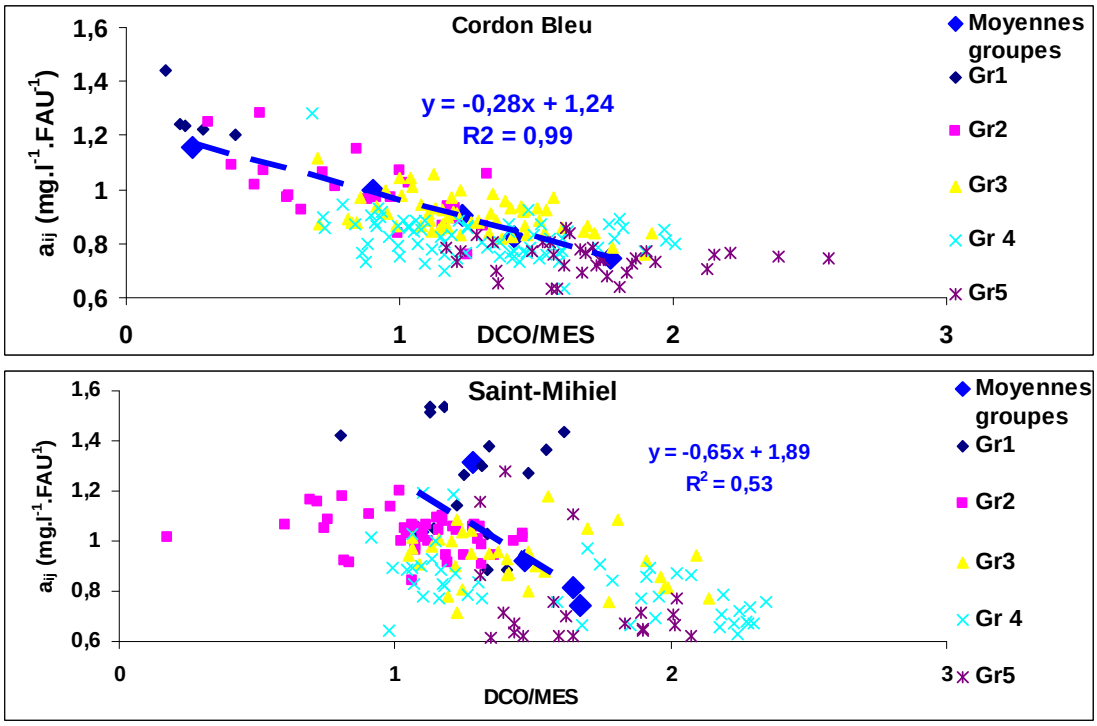


Figure 41 : rapport a_{ij} en fonction du rapport DCO/MES pour chaque groupe

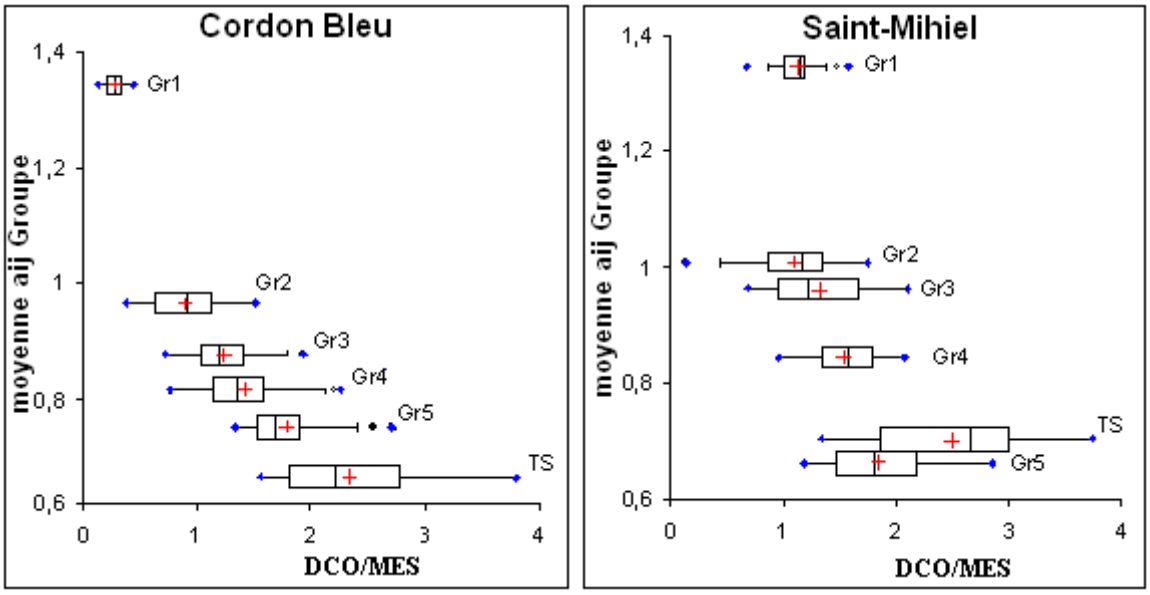


Figure 42 : Moyenne du rapport a_{ij} de chaque groupe en fonction de la boîte à moustaches du rapport (DCO/MES) des événements de groupes dont on dispose de mesure de DCO_t

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

D'après la théorie de Mie, la relation entre le rapport a_{ij} et les caractéristiques des particules pour une gamme des particules sphériques homogènes à masse volumique des particules fixée, peut être écrite sous la forme (*cf. page 45)* :

$$a_{ij} = \frac{MES_{ij}}{T_{ij}} = \frac{2\rho \times d}{3Q_{ext}}$$

Avec : Q_{ext} coefficient d'extinction des particules (dépend de la nature des particules dans ce cas) ; ρ masse volumique des particules; d le diamètre des particules.

Par temps de pluie, les caractéristiques des eaux urbaines varient largement et rapidement (Bertrand-Krajewski *et al.*, 2000). Par exemple, la taille des particules transportées par l'écoulement augmente avec le débit (Ruban, 1995). Cependant, (Marechal 2000) a observé que la variation de la granulométrie par temps de pluie ne peut pas justifier la différence de pente entre les événements pluvieux.

Les particules transportés par temps de pluie sont plus minérales et plus fines que celles de temps sec (Ruban *et al.*, 2008). Ceci est dû à la remis en suspension des dépôts et à la présence de matières en suspension minérales. La masse volumique de particules en suspension par temps de pluie est supérieure à celles de temps sec (Chebbo, 1992a; Gromaire-Mertz, 1998), ce qui fait augmenter la masse volumique des particules en suspension. Cette augmentation provoquerait donc une augmentation du coefficient de proportionnalité a_{ij}. Pour cette raison, les rapports a_{ij} de temps de pluie sont supérieurs à ceux de temps sec.

(Ruban *et al.*, 2010) souligne qu'une connaissance *précise* de la *masse volumique humide* des particules pourrait aboutir à une explication meilleure de la relation MES-Turbidité que celle mesurée sur les particules sèches car les particules en suspension dans les eaux résiduaires pouvant se regrouper sous forme d'agrégats (structure gorgée d'eau). Cependant, les méthodes utilisées pour évaluer la masse volumique humide sont entachées de fortes incertitudes (Ruban *et al.*, 2010).

(Gromaire-Mertz, 1998) a observé des faibles variations du pourcentage de MVS lors des événements de faible débit mais significatives pour les pluies fortes. Ceci pourrait justifier la variabilité intra-groupe du rapport a_{ij} pour les deux événements décennaux à CB (20% de la

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

variabilité totale). Cependant, elle est plus faible dans le cas des autres groupes (*cf. Tableau 13*).

3 CORRELATIONS MES-TURBIDITE

3.1 Pourquoi construire des relations MES-Turbidité

Les coefficients a_j définis à l'échelle de l'événement ou moyennés sur un ensemble d'événements (moyenne événementielle des a_{ij}) semblent donc suffisants pour convertir les mesures de turbidité en valeurs de MES, du fait de faible variabilité intra-événementielle du rapport a_{ij}. Notons que cette homogénéité est difficile à expliquer : elle implique que les caractéristiques et la nature des particules sont peu variables au cours d'un événement, mais qu'elles sont plus variables d'un événement à un autre. Autrement dit, le premier prélèvement fait lors d'un événement pluvieux contient déjà l'essentiel de l'information sur la nature des particules qui pourront être observées sur les prélèvements suivants !

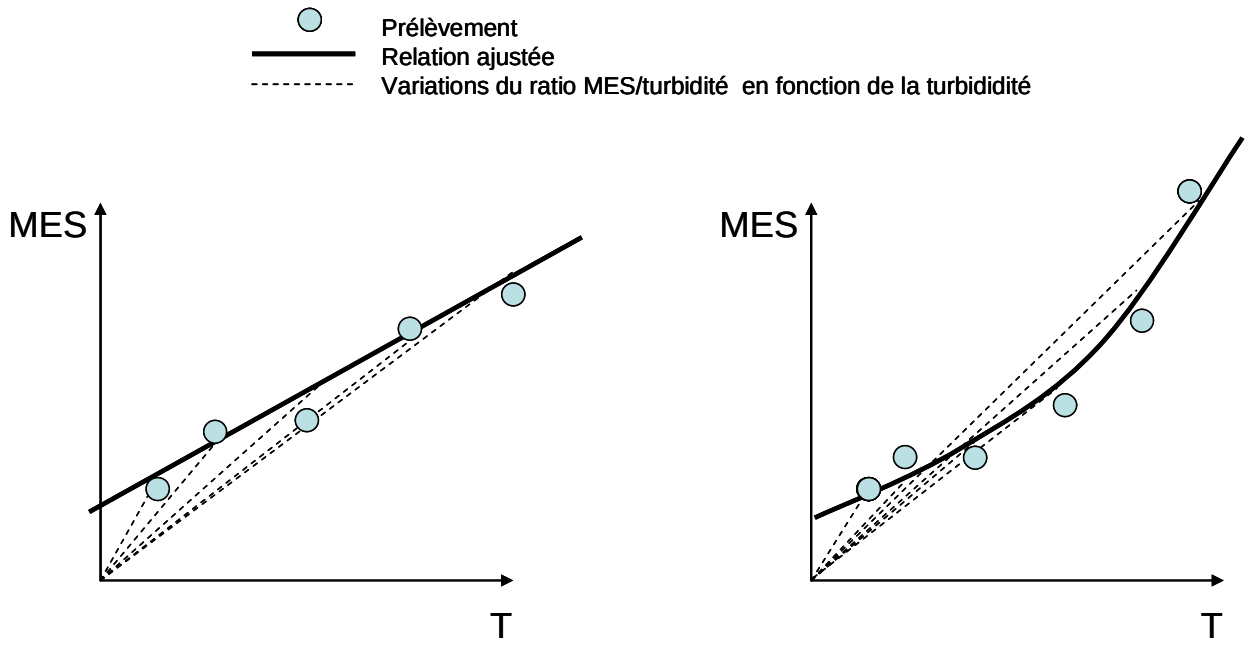


Figure 43 : Exemples de relations MES-turbidité ajustées sur des valeurs expérimentales et variations des ratios MES/turbidité impliquées par ces relations

C'est peut-être pour cette raison que la plupart des chercheurs et praticiens qui ont travaillée sur la conversion des mesures de turbidité en valeurs de MES se sont contentés d'hypothèses

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

plus faibles, et ont utilisé des régressions linéaires ou non-linéaires. Ils aboutissent ainsi à des relations qui permettent des variations des rapports a_{ij} en cours d'événement.

Ces variations sont contraintes par la forme de la relation et impliquent en fait que les a_{ij} varient avec la valeur de turbidité mesurée (*Figure 43*). Les mécanismes justifiant ces variations sont tout aussi inexpliqués que ceux qui seraient impliqués par l'absence de variation que nous avons évoquée plus haut, mais il n'est pas indispensable de donner un sens physique à un modèle qui peut être purement statistique.

3.2 Comparaison de relations linéaires avec et sans terme constatnt

Nous étudions dans ce paragraphe une forme de relations entre turbidité et MES souvent utilisée (Marechal, 2000; Bertrand-Krajewski, 2004) à savoir une relation linéaire avec terme constant : $MES = aT + b$ et nous la comparons à la relation sans terme constant suggérée par les observations que nous avons faites dans les paragraphes précédents sur le comportement des rapports $a_{ij.}$

La *Figure 44* illustre les nuages des points de la turbidité et de la concentration en MES de campagnes de temps sec et de temps de pluie sur les sites de CB et SM. Les différents symboles sur cette figure montrent que la relation entre la turbidité et la concentration en MES pourrait être approchée par une relation linéaire que ce soit par temps sec ou par temps de pluie. Le *Tableau 14* liste l'ensemble des paramètres relatifs aux relations linéaires $MES = aT + b$ individuelles (pour chaque événement) et globale (pour tous les événements) sur les deux sites CB et SM. Il confirme la linéarité de ces relations. Les coefficients de régression linéaire individuelle R^2 sont presque toujours au-dessus de 0,9. Les médianes des coefficients de détermination R^2 des relations individuelles sont élevées, elles sont plus grandes que *0.92* sur les deux sites. De plus, la majorité de ces relations ont tendance à passer au voisinage de l'origine, par temps sec et par temps de pluie. En effet, les intervalles de confiance à 95% de l'ordonnée à l'origine *b* des relations individuelles contiennent le zéro (*Figure 45*).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

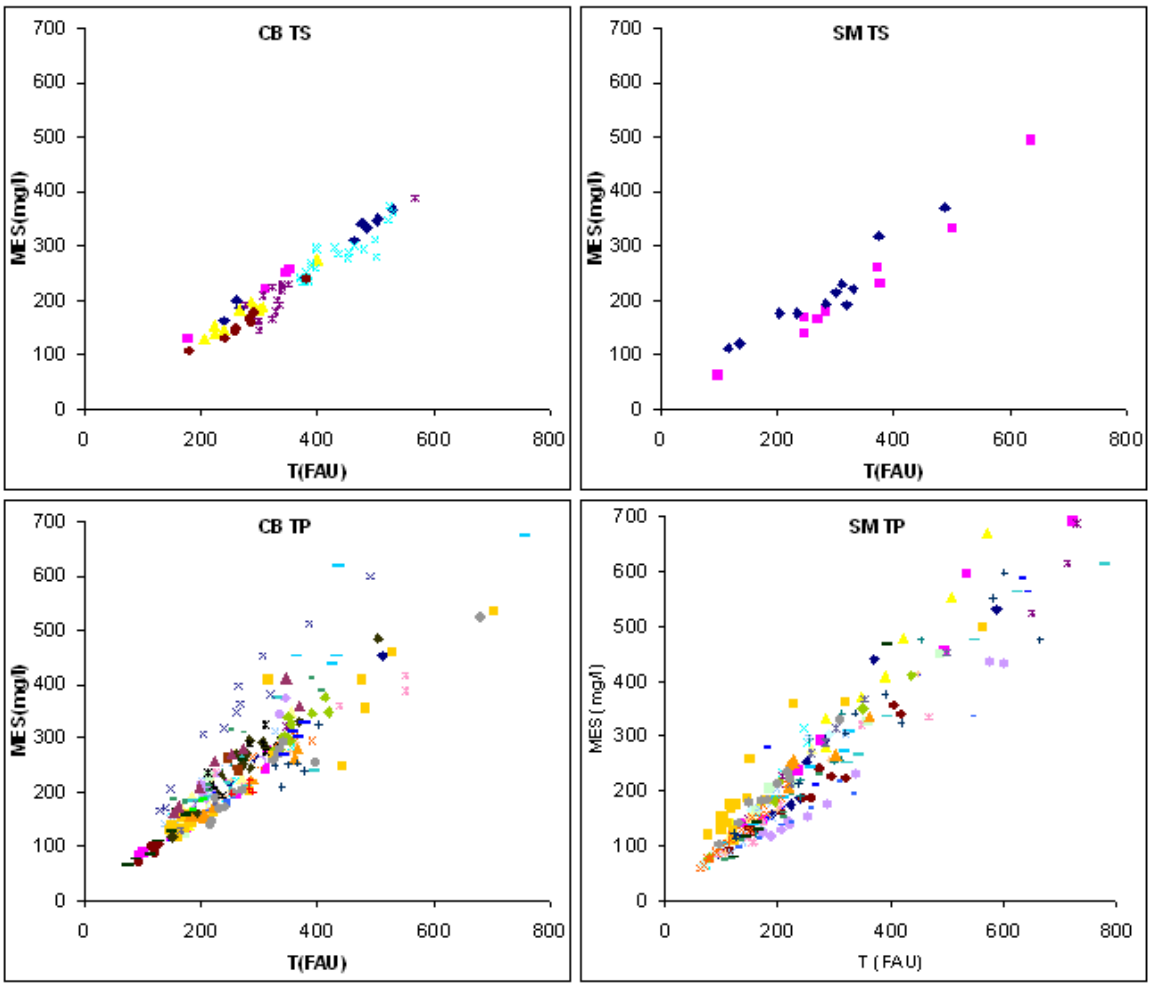


Figure 44 : Relations entre la concentration en MES et la turbidité à CB et à SM par temps sec et par temps de pluie. (Les différents symboles représentent les différents événements et campagnes)

Tableau 14: Paramètres relatifs aux relations linéaires entre turbidité et MES (MES=aT+b) pour les bases de données de CB et de SM par temps de pluie et par temps sec

Modèle linéaire non forcée à l'origine MES=aT+b				CB	SM
Temps de pluie	Coefficient de détermination R^2	Relations Individuelles	Médiane	*0.92*	*0.97*
			IC 95%	*[0.74; 0.98]*	*[0.80; 0.99]*
	Ordonnée à l'origine *b* (*mg/l*)		Médiane	*0*	*-5*
			IC 95%	*[-29; 35]*	*[-42; 30]*
	Pente *a* (*mg/(l.FAU)*)		Médiane	*0.82*	*0.90*
			IC 95%	*[0.63; 1.23]*	*[0.60; 1.17]*
	R^2	Relation globale		*0.82*	*0.82*
	$b \pm s_b$	Relation globale		*15±7*	*7±5*
	$a \pm s_a$	Relation globale		*0.85±0.02*	*0.89±0.02*
Temps sec	R^2	Relation globale		*0.93*	*0.93*
	$b \pm s_b$	Relation globale		*-8±9*	*-6±16*
	$a \pm s_a$	Relation globale		*0.71±0.02*	*0.72±0.05*

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

De plus, la qualité des régressions peut être aussi ressentie par les valeurs des écarts-types sur les pentes s_a. Ces valeurs sont faibles et représentent moins de 3 % des valeurs de a en médiane.

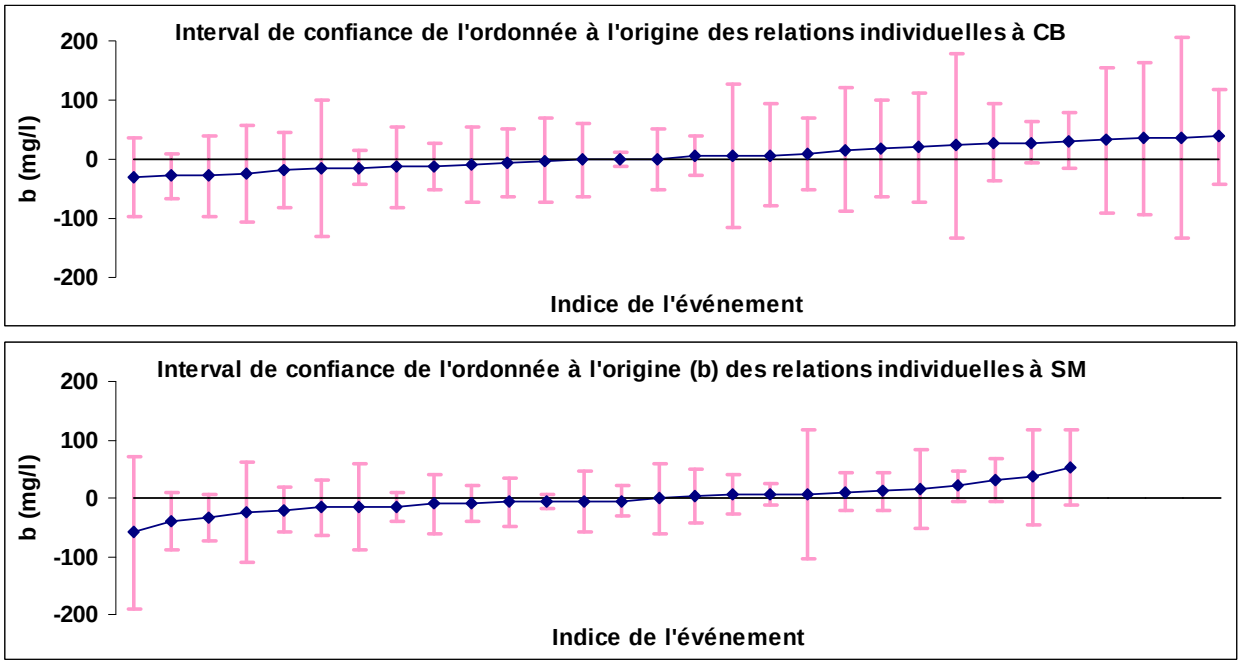


Figure 45 : Intervalle de Confiance à 95% de l'ordonnée à l'origine b du modèle linéaire par temps de pluie pour les événements dont le nombre d'échantillons est supérieur à 4

Comme l'intervalle de confiance à 95 % de l'ordonnée à l'origine des relations linéaires entre la concentration en MES et la turbidité pour les événements pluvieux et les journées de temps sec contient le zéro, nous avons forcé ces relations à l'origine. Le *Tableau 15* liste l'ensemble des paramètres relatifs aux relations linéaires forcées à l'origine *MES=a.T* pour les deux sites (N.B. : la pente de la relation forcée à l'origine ne donne pas la moyenne des a_{ij}, à cause du critère d'erreur quadratique minimisé par la régression). Ces relations ont aussi une très bonne qualité d'ajustement. En effet, leurs coefficients de détermination sont proches de ceux de relations non forcées à l'origine. Leurs pentes sont moins variables que celles des droites non forcées à l'origine. Ces résultats signifient que les variations des caractéristiques des particules au cours d'un événement pluvieux ou d'une journée de temps sec sont insuffisantes pour changer significativement le type de relations entre la turbidité et la concentration en MES. Autrement dit, cela signifie que soit ces caractéristiques ne changent pas lors d'un événement pluvieux ou d'une journée de temps sec, soit il y a une compensation dans leurs variations (Rodriguez, 2005).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Tableau 15 : Paramètres relatifs aux relations entre turbidité et MES forcées à l'origine (*MES=aT*) pour les bases de données de CB et de SM par temps de pluie et par temps sec

Modèle forcé à l'origine *MES=aT*				CB	SM
Temps de pluie	Coefficient de détermination R^2	Relations Individuelles	Médiane	*0.90*	*0.96*
			IC 95	*[0.65; 0.97]*	*[0.70; 0.99]*
	Pente *a* (*mg/(l.FAU)*)		Médiane	*0.86*	*0.92*
			IC 95	*[0.73; 1.10]*	*[0.68; 1.16]*
	R^2	Relation globale		*0.80*	*0.81*
	$a \pm s_a$	Relation globale		*0.87±0.02*	*0.92±0.03*
Temps sec	r^2	Relation globale		*0.91*	*0.92*
	$a \pm s_a$	Relation globale		*0.68±0.02*	*0.71±0.05*

3.3 Variabilité des relations MES-Turbidité

La variabilité limitée de la pente a, que ce soit pour les relations forcées ou non forcées à l'origine, a une influence sur la relation linéaire globale construite avec les points de tous les événements pluvieux. En effet, les coefficients de détermination des relations linéaires globales sont un peu plus faibles que la médiane des coefficients de détermination de toutes les relations, mais restent supérieurs à *0.80*.

Cette bonne qualité des régressions individuelles ou globales entre turbidité et MES n'est pas un fait nouveau et avait déjà été rapportée pour des événements individuels comme pour des données de plusieurs événements mélangés (Deletic and Maksimovic, 1998; Marechal, 2000; Bertrand Krajewski *et al.*, 2010).

Visuellement, le site de SM a une dispersion moins importante que le site de CB (*Figure 44*) Mais les valeurs des coefficients de régression R^2 de la droite globale sont proches. Cette dispersion sur CB est due à deux événements correspondant à deux pluies décennales. Ces événements n'ont pas été échantillonnés pour SM. Les ordres des grandeurs des paramètres de relations par temps sec ou par temps de pluie sur les deux sites montrent que leur variabilité intersite est faible, et donc, il y a une homogénéité spatiale de la relation globale entre la turbidité et la concentration en MES entre les deux sites emboîtés.

(Lacour, 2009) a vérifié à partir des relations moyennes MES-Turbidité de temps de pluie établies par la Direction de l'eau et de l'assainissement de Seine-Saint-Denis (DEA 93) sur six sites en région parisienne, que les valeurs des médianes des pentes et la variabilité intrasite (rapport d_{90}/d_{10}) des relations non forcées à l'origine sont proches de celle observée sur les

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

deux sites CB et de SM. La variabilité inter-site des sites de Nantes n'est donc pas spécifique mais du même ordre de grandeur que celle d'autres sites.

Pour le temps sec (Marechal, 2000) a obtenu sur le point de mesure à l' entrée de la station d'épuration d'eaux usées de Port Lavigne à Nantes des paramètres proches de ceux obtenus sur les deux sites de CB et SM par temps sec $a = 0,69$ mg.l^{-1}.FAU^{-1} $\left(R^2 = 0,98\right)$ pour la relation forcée à l'origine et $a = 0,72$ mg.l^{-1}.FAU^{-1} et $b = -11$ mg.l^{-1} $\left(R^2 = 0,99\right)$ pour la relation non forcée à l'origine.

4 CONCLUSION

Les principaux points à retenir sont les suivants :

1. Les différences des rapports moyens MES / turbidité par temps sec, par temps de pluie, et toutes conditions confondues sont non significatives au seuil de 5% entre les deux sites. La non différence pourrait vernir de variations très importantes sur chaque site, ce qui montrent que la variation de ce rapport en réseau d'assainissement unitaire demeure relativement homogène à partir d'une certaine échelle spatiale;

2. La variabilité du rapport MES/turbidité entre les journées de temps sec sur un même site comporte une contribution inter-journalière et une contribution intra-journalières relativement équilibrées. La différence entre les rapports moyens journaliers n'est pas significative ;

3. La variabilité interévénementielle du rapport MES/turbidité sur un site donné est nettement supérieure à la variabilité interne aux événements pluvieux. La différence entre les rapports moyens événementiels n'est pas significative ;

4. On peut regrouper empiriquement les événements présentant des valeurs voisines du rapport MES/turbidité en cinq groupes. Entre ces groupes le rapport MES/ turbidité moyen diminue lorsque le taux de matière organique augmente ;

Si on cherche d'autres facteurs explicatifs on peut identifier trois ensembles de groupes : événements pluvieux intenses (plus de 10 mm en une heure), événements pluvieux courants et

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

événements pluvieux faibles. Ces derniers ont des valeurs du rapport MES/turbidité voisines de celles qui sont observées en temps sec.

Il serait intéressant de poursuivre ces recherches pour savoir s'il y a un effet de seuil entre les groupes de temps pluie intense et les autres groupes qui pourrait être dû au manque de données et de savoir si le rapport MES/turbidité semble dépendre d'autres facteurs comme la proportion respectives d'eaux usées et d'eaux de ruissellement à un instant donné, notamment pour le groupe de temps sec. La question clé reste de trouver une variable explicative du rapport MES/turbidité, qui pourrait être maintenue constante lors de l'événement et variable entre les événements pluvieux, pour expliquer la faible variabilité intraévénementielle contre une variabilité interévénementielle plus importante.

Cette faible variabilité intraévénementielle et par temps sec du rapport MES/turbidité est intéressante parce qu'elle démontre l'intérêt de la turbidité pour l'étude du transport solide dans les réseaux d'assainissement. Cependant, la variabilité interévénementielle du rapport MES/Turbidité et l'absence d'un modèle permettant de prédire la valeur de ce rapport pour un événement pluvieux donné implique des incertitudes sur l'évaluation des concentrations et des flux de MES à différentes échelles du temps. L'évaluation de ces incertitudes sera traitée dans le chapitre suivant.

Ces conclusions restent valables pour les corrélations MES-turbidité, pour lesquelles il semble qu'il ne soit pas utile d'introduire un terme constant : des régressions avec un passage forcé par l'origine ont les mêmes capacités de prédiction des valeurs de MES à partir de valeurs de turbidité que des régressions classiques. Le choix du type de régression sera fonction de l'application et des calculs qu'elle nécessite. La régression classique permet une approche analytique des incertitudes associées à la détermination d'une droite de régression et à son utilisation. Mais elle se prête moins bien à certaines simulations de Monte-Carlo, telles que celles qui sont présentées dans le chapitre 5.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

CHAPITRE 5.

REPRÉSENTATIVITÉ DE LA TURBIDITÉ POUR ANALYSER LE FLUX DE MES TRANSPORTÉS PAR TEMPS DE PLUIE

1 INTRODUCTION

Dans la suite de notre travail nous nous intéresserons essentiellement aux masses des MES apportées par chaque événement, ainsi qu'à la répartition des ces masses à l'intérieur de chaque événement, exprimées dans ce cas sous forme de flux.

Des études récentes ont montré la possibilité d'utiliser une relation moyenne par site pour bien évaluer le masses de MES à l'échelle annuelle (Lacour et al. 2009a) ou événementielle ou (Fletcher and Deletic, 2007; Bertrand-Krajewski *et al.*, 2008; Lacour *et al.*, 2009a; Bertrand Krajewski *et al.*, 2010; Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011b). La plupart des ces études considèrent que les erreurs commises sur les valeurs successives d'un même événement sont indépendantes : elles se compensent donc en partie lors du processus de cumul, même si la pondération par les débits atténue cet effet de compensation.

Dans ce chapitre nous discutons l'hypothèse de l'indépendance des erreurs affectant l'estimation de MES à partir valeurs successives de turbidité et d'une relation moyenne MES-turbidité, puis nous proposons une méthode par simulation de Monte Carlo pour évaluer l'incertitude sur les masses événementielles permettant de prendre en compte des covariances entre erreurs successives. Les résultats de cette méthode sont comparés à ceux qui sont obtenus en négligeant les covariances en appliquant les deux méthodes sur un site synthétique défini en combinant les données de pseudo étalonnage de Cordon Bleu et de Saint-Mihiel et les mesures en continu de Quai et Clichy selon une méthodologie proposée (Lacour *et al.*, 2009a).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Dans un deuxième temps nous nous intéresserons à la dynamique intra événementielle des flux sur le site de Cordon Bleu pour lequel nous disposons de données synchrones de débit, MES et turbidité.

Nous n'avons pas traité l'évaluation des masses et flux de MES par temps sec car nous avons vu que la variabilité inter et intra journée des relations MES-Turbidité de temps sec est très faible (*cf. §2.4.2.2*). Une relation unique suffit donc pour évaluer ces flux.

2 EVALUATION DES MASSES EVENEMENTIELLES À PARTIR DE MESURES EN CONTINU DE TURBIDITÉ

2.1 Propagation des erreurs à l'échelle intra-événementielle lors de l'utilisation d'une relation moyenne turbidité –MES

Lorsqu'on veut convertir des turbidités en MES pour un événement donné, on ne dispose en général pas d'analyses de MES relatives à cet événement. On utilise donc des données recueillies sur d'autres événements, et faute d'un modèle permettant de relier les caractéristiques d'un événement pluvieux à la relation MES-turbidité adaptée à cet événement, on utilise une relation moyenne basée sur l'ensemble des couples MES-turbidité disponibles.

Pour calculer une masse événementielle *M*, on cumule *N* valeurs successives d'une série chronologique de flux $\Phi(t_i)$:

$$M = \sum_{i=1}^{N} \Phi(t_i).\Delta t_i \text{ (On simplifie en prenant } \Delta t_i = 1\text{)}$$

La variance des erreurs sur cette masse s'exprime par (Joannis and Bertrand-Krajewski, 2009) :

$$u^2(\varepsilon_M) = \sum_{i=1}^{N} u^2\left(\varepsilon_\Phi(t_i)\right) + 2\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=1}^{N-i} u\left(\varepsilon_\Phi(t_i), \varepsilon_\Phi(t_{i+j})\right)$$

Avec $u^2(\varepsilon_M)$ variance des erreurs sur la masse, $u^2\left(\varepsilon_\Phi(t_i)\right)$ variance des erreurs sur le flux à l'instant t_i, et $u\left(\varepsilon_\Phi(t_i), \varepsilon_\Phi(t_{i+j})\right)$ covariance des erreurs affectant les valeurs de flux aux instants t_i et t_{i+j}

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Comme $\Phi(t_i) = Q(t_i).\,C(t_i)$

L'expression précédente peut être détaillée en 5 termes :

$u^2(\varepsilon_M) = \sum_{i=1}^{N} c^2(t_i).u^2\left(\varepsilon_Q(t_i)\right) + \sum_{i=1}^{N} Q^2(t_i).u^2\left(\varepsilon_c(t_i)\right)$	erreurs sur la concentration et le débit
$+2\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=0}^{N-i} Q(t_{i+j}).c(t_i).u\left(\varepsilon_Q(t_i), \varepsilon_c(t_{i+j})\right)$	covariance entre les erreurs sur la concentration et le débit
$+2\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=1}^{N-i} Q(t_{i+j}).Q(t_i).u\left(\varepsilon_Q(t_i), \varepsilon_Q(t_{i+j})\right)$	covariance entre les erreurs sur les valeurs successives de débit
$+2\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=1}^{N-i} C(t_{i+j}).C(t_i)u\left(\varepsilon_c(t_i), \varepsilon_c(t_{i+j})\right)$	covariance entre les erreurs sur les valeurs successives de concentrations

Les deux premiers termes reprennent les erreurs sur les valeurs de débit et de concentration, avec leurs pondérations respectives.

Le premier terme de covariance concerne les relations qui pourraient exister entre les erreurs affectant des mesures de type différent (débit et concentration). Il est très vraisemblable que ces erreurs soient indépendantes, et nous négligerons donc ce terme.

Le deuxième terme de covariances concerne les erreurs affectant les mesures successives de débit. Celles-ci peuvent comporter une composante systématique (cette composante a été étudiée dans la partie IV de la thèse), due notamment à l'étalonnage des appareils, ce qui implique que ces covariances ne sont pas toujours négligeables (on trouvera en annexe E la justification de l'équivalence entre erreurs systématiques, constantes ou dépendantes de la valeur mesurée, et covariance d'erreurs non nulles).

Le troisième terme de covariances est relatif aux évaluations de concentration à partir de mesures de turbidité. Ces évaluations combinent les erreurs sur les mesures de turbidité et sur la conversion de ces mesures en MES. Les erreurs sur la mesure de turbidité peuvent comporter une composante systématique, impliquant que les erreurs sur les mesures successives ne sont pas indépendantes. De plus si la conversion en MES se fait à partir d'une relation moyenne entre turbidité et MES, celle-ci induit très probablement des erreurs systématiques : l'homogénéité intra-événementielle des rapports a_{ij} que nous avons mise en évidence dans le *§.Chapitre 4* implique que la distribution des erreurs de prédiction n'est pas aléatoire pour un événement donné.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Ceci se traduit notamment par des corrélations observées entre les valeurs de turbidité mesurées et les erreurs de prédiction d'un même événement alors que cette corrélation est absente si on regroupe tous les événements. La *Figure 46* montre un exemple des erreurs systématiques induites par l'utilisation d'une relation moyenne et leur traduction par la corrélation entre les résidus et la turbidité.

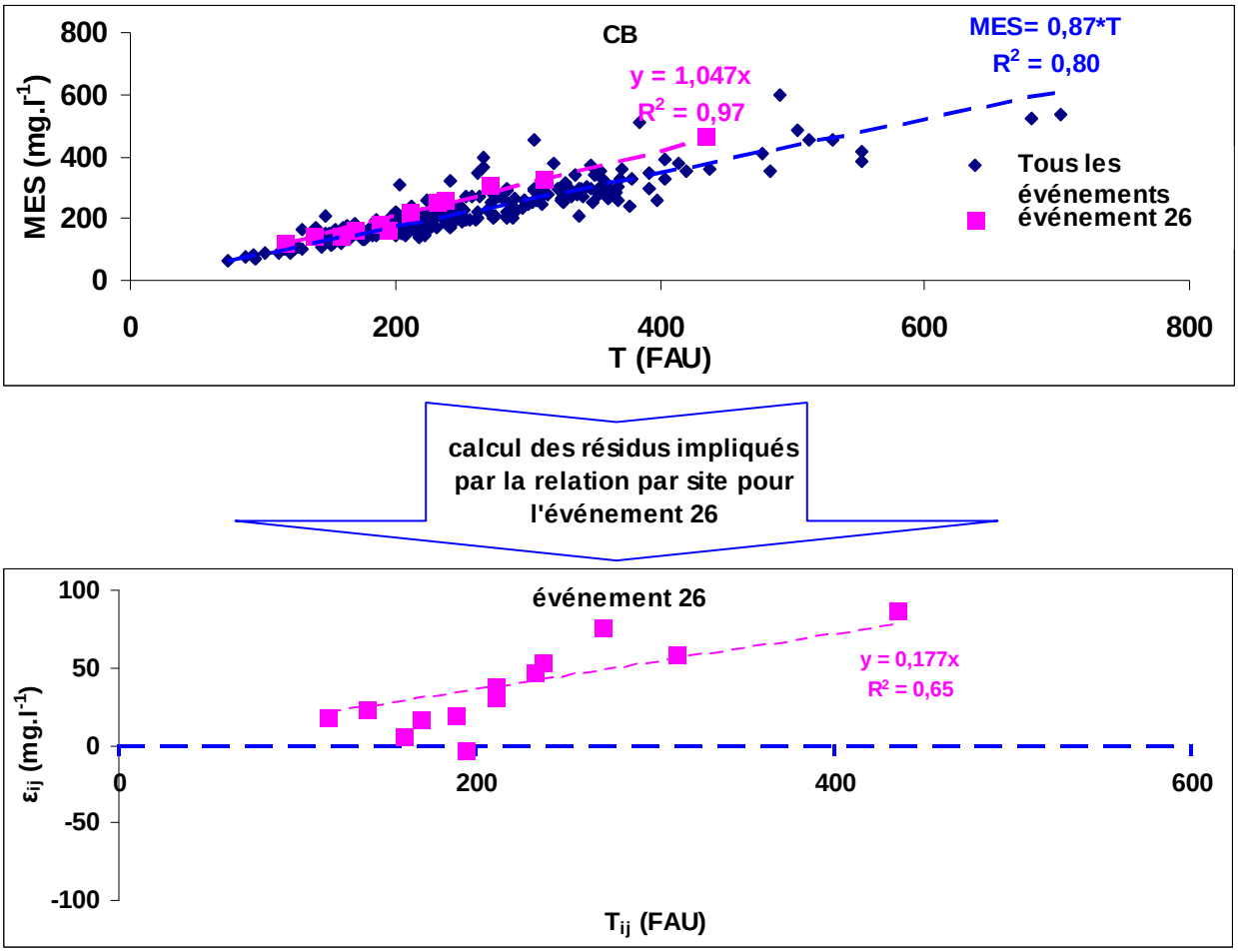


Figure 46 : Corrélation ρ entre les résidus impliquée par la relation par site et la turbidité pour l'événement 26 échantillonné à Cordon Bleu

Le manque d'éléments sur lesquels baser une estimation de toutes les covariances justifie pleinement d'avoir à nouveau recours à une simulation de Monte-Carlo pour évaluer l'incertitude sur les masses.

Cette simulation vise à reproduire les erreurs intervenant à différentes étapes du processus de mesure, et introduit l'effet des covariances en imposant des relations entre ces erreurs. Il faut

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

en particulier un modèle pour les erreurs d'estimations induites par l'utilisation d'une relation moyenne MES –turbidité.

2.2 Méthodologie de calcul des incertitudes

2.2.1 Modélisation des erreurs d'estimations induites par l'utilisation d'une relation moyenne MES –turbidité

2.2.1.1 Choix d'un modèle

L'homogénéité intra événementielle des rapports a_{ij} nous amène à considérer que les erreurs d'estimation induites par l'utilisation d'une droite moyenne sont proportionnelles à la valeur de turbidité mesurée pour un événement donné.

Cette hypothèse est confirmée par le calcul d'un coefficient de corrélation entre les erreurs d'estimation à partir d'une droite moyenne et la valeur de turbidité mesurée pour les événements échantillonnés sur Cordon Bleu (*Figure 47*).

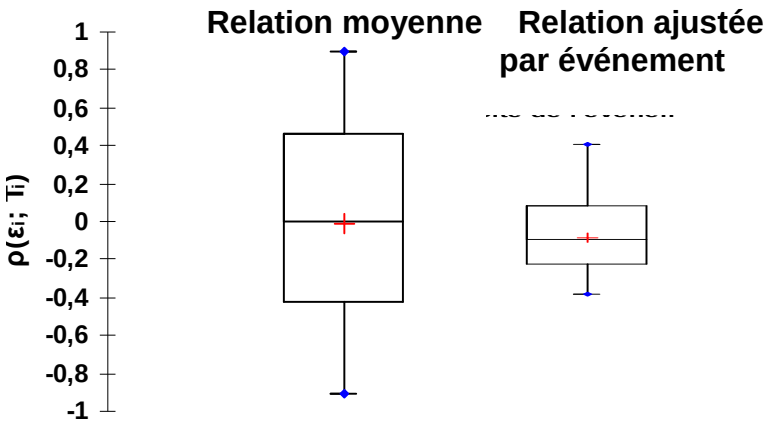


Figure 47 : Coefficient de corrélation entre ε et T

Le coefficient de corrélation est calculé événement par événement pour une droite $\varepsilon_{i,j} = f(t_{i,j})$ forcée par l'origine et indique donc le degré de proportionnalité entre ces deux variables pour un événement donné. On voit sur la *Figure 47* que pour 50% des événements ce coefficient est supérieur à 0,5 en valeur absolue, et pour la quasi-totalité il est significativement différent de zéro.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Nous allons donc représenter l'erreur d'estimation par un coefficient de conversion constant à l'échelle d'un événement et dont la valeur sera tirée aléatoirement lors du processus de simulation. Il reste à déterminer la loi de distribution de ce coefficient : nous avons choisi une loi log normale (meilleur ajustement).

2.2.1.2 Loi lognormale

Si une variable aléatoire positive X suit une loi lognormale de paramètres: moyenne = $\overline{X}$ et écart-type $=\sigma_X$, alors le logarithme népérien de cette variable $Y = Ln(X)$ suite une loi normale. La moyenne arithmétique d'une distribution lognormale et l'écart-type sont donnés par :

$$\overline{X} = e^{\left(\mu + \sigma^2/2\right)} \text{ et } \sigma_X = \sqrt{\left(e^{\sigma^2} - 1\right)}\ \overline{X}$$

Avec μ et σ respectivement la moyenne et l'écart type des concentrations moyennes de la loi normale obtenue après transformation logarithmique népérienne. Nous utilisons dans la suite la notation $LN\left(\mu, \sigma\right)$ pour une loi lognormale.

Le test statistique d'ajustement choisi est le test d'ajustement de Kolmogorov-Smirnov au seuil de 5% (*annexe D*).

2.2.1.3 Distributions obtenues

Les résultats de calage montrent que les distributions de la pente des relations individuelles forcées à l'origine, sur chacun de deux sites et sur les deux sites ensemble, peuvent être approximées par une loi lognormale au seuil de signification de 5% (test de Kolmogorov-Smirnov). L'ajustement d'une loi lognormale est largement accepté par le test car les valeurs p obtenues sont très supérieures au seuil de 5%. La *Figure 48* illustre ces distributions lognormales et la comparaison des fonctions de répartition empiriques et théoriques ajustées. Les caractéristiques de distributions, moyennes et écart-types, ainsi que les *valeurs p* des tests statistiques sont récapitulées pour chacun de deux sites dans le *Tableau 16*. La distribution de l'ensemble des données est très proche de celle de la loi théorique. Les paramètres ajustés sont aussi très proches des paramètres des données. Dans la suite, nous utilisons la loi

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

théorique obtenue pour les données de deux sites ensemble car l'ajustement obtenu est plus performant.

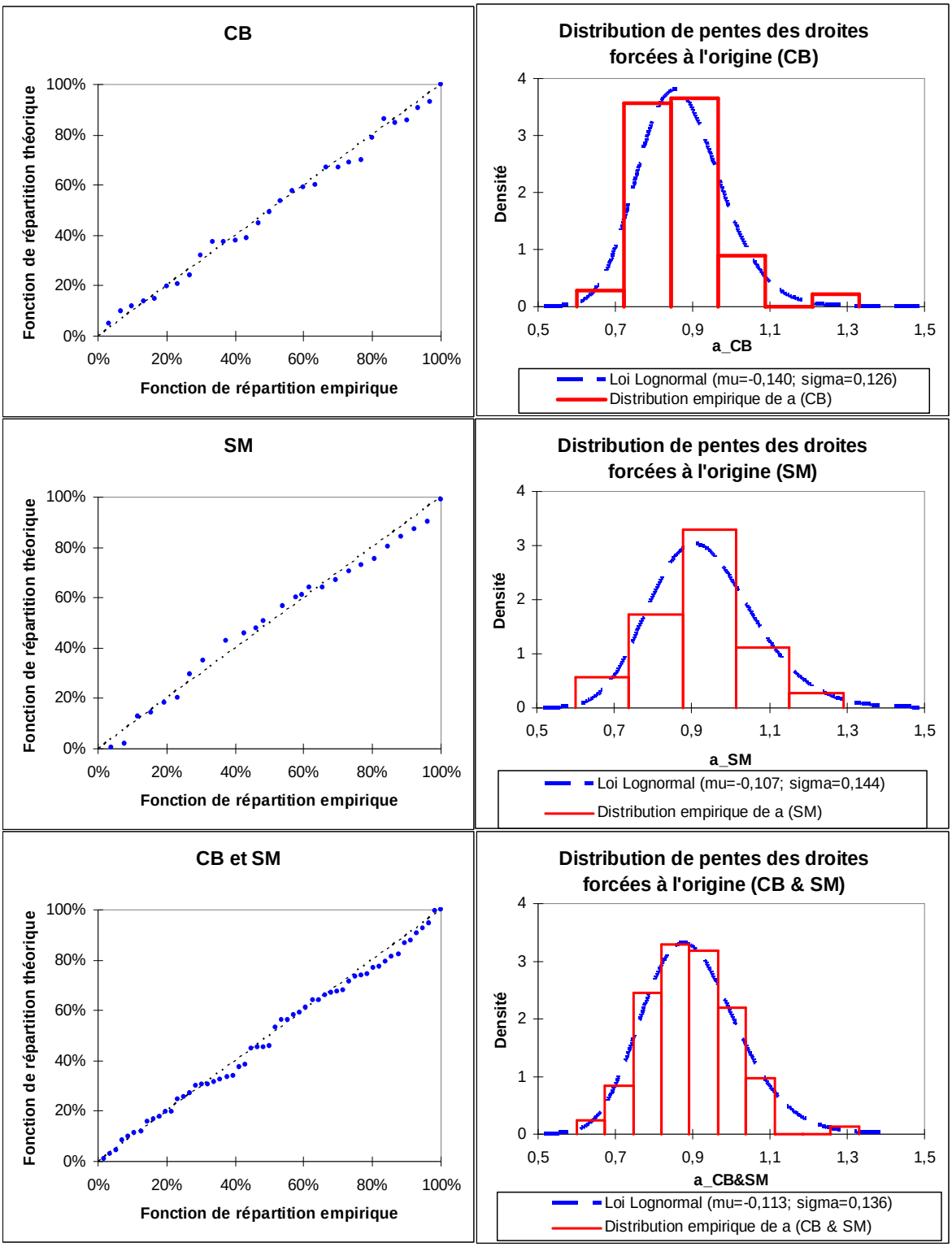


Figure 48 : à gauche : fonction de répartition empirique contre fonction de répartition théorique de la loi lognormale ajustée ; à droite : Distribution empirique et distribution théorique de la loi lognormale ajustée, de haut en bas : CB, SM et les deux sites ensemble

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Tableau 16 : moyennes et écart-types, empiriques et ajustés sur des lois normales et lognormales, des distributions de valeurs de la pente des relations individuelles forcées à l'origine. La dernière colonne montre les valeurs p pour le test de Kolmogorov-Smirnov (KS)

$Mg.l^{-1}.FAU^{-1}$		moyenne	Ecart-type	μ	σ	$\overline{X}$	σ_X	*KS*
Loi log normale	CB	*0.873*	*0.117*	*-0.144*	*0.122*	*0.872*	*0.107*	*75%*
	SM	*0.935*	*0.132*	*-0.097*	*0.144*	*0.917*	*0.133*	*60%*
	CB &SM	*0.902*	*0.124*	*-0.113*	*0 .136*	*0.901*	*0.123*	*94%*

2.2.2 Simulation

La méthode utilisée pour l'évaluation des incertitudes sur les masses événementielles prend en compte la corrélation à l'échelle intra-événementielle entre certaines erreurs affectant des valeurs successives de MES. Ces erreurs corrélées sont dues à l'impossibilité de prévoir avec précision la relation turbidité MES à appliquer à chaque valeur mesurée, et sont simulées en supposant que ces relations sont identiques à l'intérieur d'un même événement.

Dans les chapitre précédents (*cf. § paragraphe 3*), nous avons montré que la relation linéaire forcée à l'origine par événement a la même qualité que celle non forcée à l'origine ($R^2>0,90$).

Ceci signifie que la forme du modèle linéaire choisi n'est pas essentielle et nous avons choisi la forme la plus simple, sans terme constant $MES = a\ T$.

Pour un événement donné pour lequel on dispose d'une mesure en continu du débit et de la turbidité, nous simulons une valeur de la pente a de la relation $MES = a \times T$ à partir de sa distribution statistique. Puis nous ajoutons un bruit de mesure sur le signal turbidité de cet événement $T(t)$ et nous calculons un signal de la concentration en MES avec la relation $MES = a \times T$, Ce signal est ensuite bruité par une incertitude de mesure de la concentration en MES, et multiplié par le signal débit de cet événement bruité par les incertitudes de mesures du débit. L'intégrale du signal de flux obtenu donne une estimation de la masse événementielle de MES. Ce processus est réitéré $N=1000$ fois (nous avons vérfié la stabilité de densité de probabilité du flux de MES pour $N>1000$). Nous obtenons alors une distribution du flux de cet événement pluvieux. La méthodologie du calcul est résumée dans la *Figure 49*.

L'ajout d'une erreur de mesure sur les MES peut sembler superflu, puisque le processus simulé comporte essentiellement des mesures de turbidité et de débit. L'incertitude sur les mesures de MES n'intervient que pour le calcul de la relation moyenne MES-turbidité. Compte tenu du nombre de points (>200 points ~ événement de durée 3 heures) utilisés pour

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ce calcul, l'incertitude sur la droite moyenne induite par l'incertitude sur les mesures de MES est faible et cet effet est a été négligé dans les simulations.

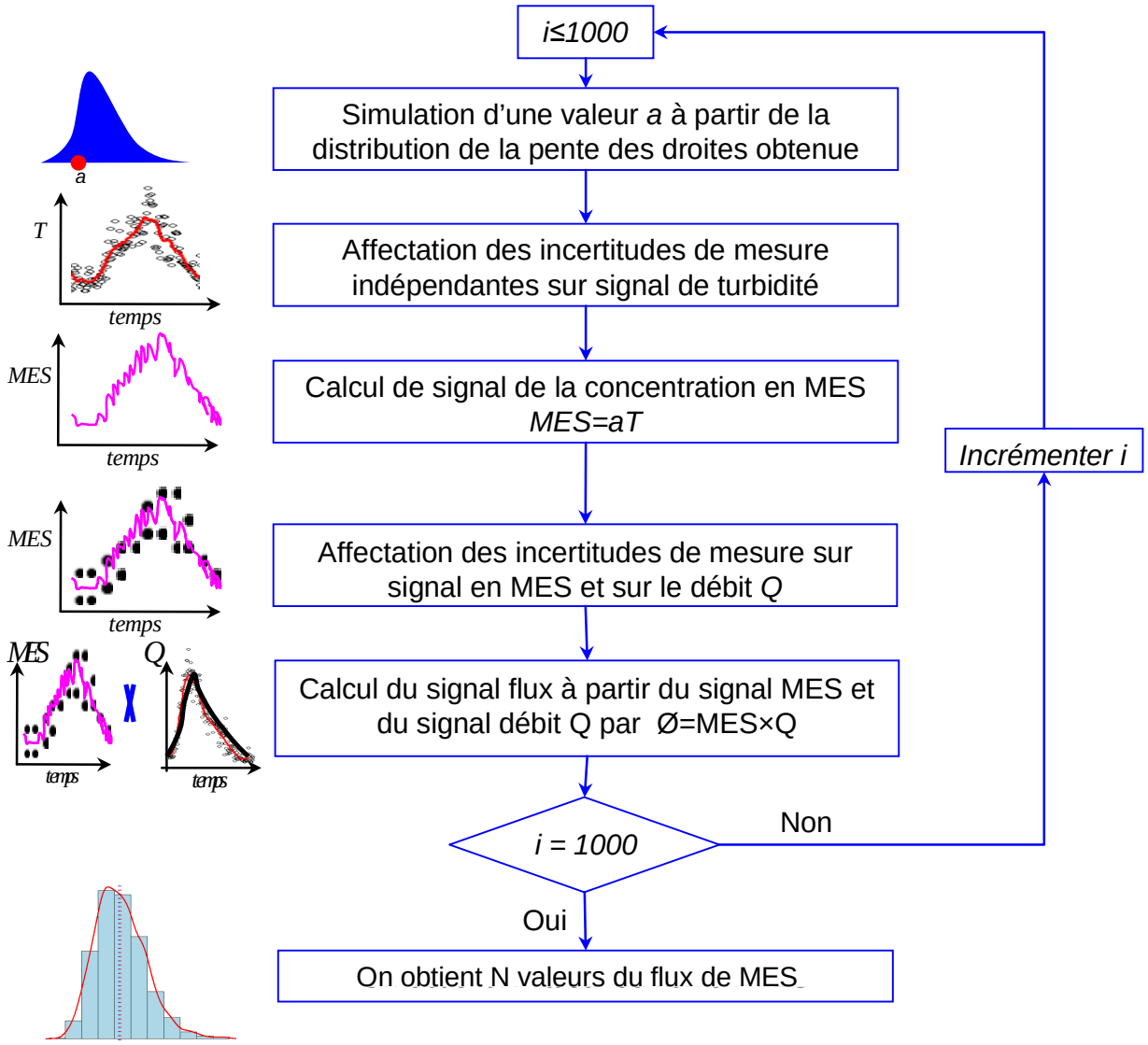


Figure 49 : Méthodologie d'évaluation de flux de MES

En réalité les erreurs sur les MES sont introduites ici pour avoir une homogénéité de traitement entre une analyse de sources des erreurs résiduelles impliquée par la droite forcée à l'origine (ce point est détaillé en annexe F, pour le calcul des incertitudes sur une valeur individuelle) et ce qui sera présenté dans la section suivante, sur la dynamique intra événementielle. Dans les deux cas, nous n'avons pas cherché à évaluer la distribution des erreurs entre les valeurs de MES évaluées à partir de la turbidité et des valeurs de MES vraies, comme dans un calcul d'incertitudes classique. Nous avons plutôt cherché à évaluer la distribution des écarts entre les valeurs de MES évaluées à partir de la turbidité et les valeurs

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

de MES qui auraient potentiellement été obtenues par des analyses. Autrement dit on compare les résultats de calcul obtenus à partir de la turbidité avec une situation de référence basée sur des analyses avec les erreurs que celles-ci comportent. Cette option peut-être discutée, mais elle n'à guère d'impact sur les résultats du calcul des masses événementielles, car les erreurs sur les analyses potentielles sont indépendantes et se compensent sur le grand nombre de mesures échantillonnées en débit et turbidité au cours d'un événement.

Les bruits dus aux incertitudes de mesures sont supposés normalement distribués et indépendants. Les ordres de grandeurs des écart-types des incertitudes de mesure de la concentration en MES ont été estimés à partir d'une régression établie par (Ruban *et al.*, 2010) sur le même jeu de données $\left(\sigma_{MES} = 0.037 \times MES_{(mg/l)} + 3.56\right)_{(mg/l)}$. De plus, nous prenons *8%* comme coefficient de variation de la distribution d'une valeur de débit (Bertrand-Krajewski *et al.*, 2000).

Les incertitudes totales des mesures de la turbidité ont été évaluées par la méthode de Monte Carlo pour l'étalonnage sur une seule gamme étalon (Ruban *et al.*, 2007). Les écarts-types totaux sont illustrés dans le *Tableau 17*. Pour les valeurs intermédiaires une interpolation linéaire a été utilisée.

Tableau 17 : Ecart type total sur la mesure de turbidité, ([1] valeur en FAU, [2] valeur relative en %) (Ruban *et al.*, 2007)

Niveaux de turbidité [1]	100	250	500	1000	2000
Ecart - type total [2]	1,9 %	1,4 %	1,4 %	1,3 %	1,1 %

2.2.3 Données utilisées et notion de sites synthétiques

Dans le cadre du programme OPUR, le site des Quais et Clichy à Paris sont équipés de deux turbidimètres qui fournissent des données de débit et de turbidité au pas de temps de la minute (*cf. partie II*). Les mesures de turbidité sont connues avec précision (une valeur de 10 FAU a été retenue comme écart-type de la distribution d'une valeur de turbidité) (Lacour *et al.*, 2009a). En revanche, ces sites n'ont pas fait l'objet de campagnes de calibration MES/turbidité. Nous avons donc utilisé les données des sites nantais de Cordon Bleu et Saint-

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Mihiel pour obtenir des relations moyennes MES-turbidité et les lois de distribution des erreurs d'estimation liées à ces relations moyennes.

Les évaluations de masses événementielles et d'incertitudes qui sont présentés ci-après ne prétendent pas être parfaitement adaptées aux sites parisiens. Ils présentent plutôt un exemple d'application de la méthodologie proposée à des sites synthétiques, combinant des caractéristiques des bassins versants de Nantes et de Paris. Ces sites n'existent pas dans la réalité, mais ils présentent une certaine représentativité. En effet (Lacour, 2009) a vérifié à partir des quelques relations MES-Turbidité établies par la Direction de l'eau et de l'assainissement de Seine-Saint-Denis (DEA 93) sur six sites en région parisienne, que la variabilité inter-événementielle (rapport d_{90}/d_{10}) des ces relations est proche de celle observée sur les deux sites CB et de SM.

2.3 Résultats

Nous avons évalué la masse moyenne événementielle par deux méthodes : (a) la *méthode 1* inspirée de (Lacour *et al.*, 2009a) qui utilise *une relation moyenne forcée à l'origine et une distribution aléatoire des erreurs* résiduelles et des erreurs de mesure (b) et notre méthode : la *méthode 2* qui prend en compte l'homogénéité intra événementielle du coefficient a de la relation *MES= a.T*. a est considéré constant à l'échelle événementielle mais inconnu et il est simulé par une variable aléatoire distribuée selon une loi lognormale (*cf. Figure 49*). La prise en compte des incertitudes de mesure, y compris sur les MES, est la même que dans la *méthode 2*.

La *Figure 50* représente la dispersion de la masse moyenne de l'événement de 1/1/2006 évaluée par les deux méthodes et sur les deux sites Quais et Clichy. Les valeurs moyennes de cette masse données par les deux méthodes sur les deux sites sont très proches. Les dispersions obtenues par la méthode 1 sont les mêmes obtenues par les auteurs (Lacour *et al.*, 2009a) qui sont de l'ordre de $\pm 3\%$ à 95%. Tandis que la méthode 2 donne une dispersion de l'ordre de $\pm 25\%$ à 95%.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

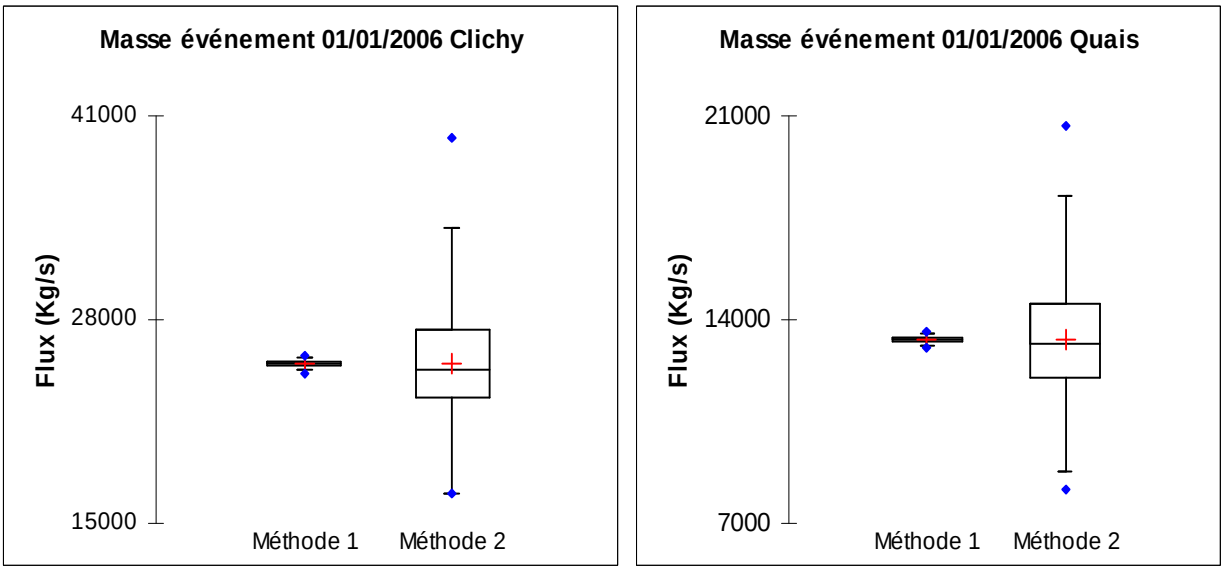


Figure 50 : Comparaison de la masse moyenne événementielle estimée par deux méthodes : méthode 1 : une droite moyenne pour tous les événements pluvieux ; méthode 2 : distribution des relations MES-Turbidité (MES=aT)

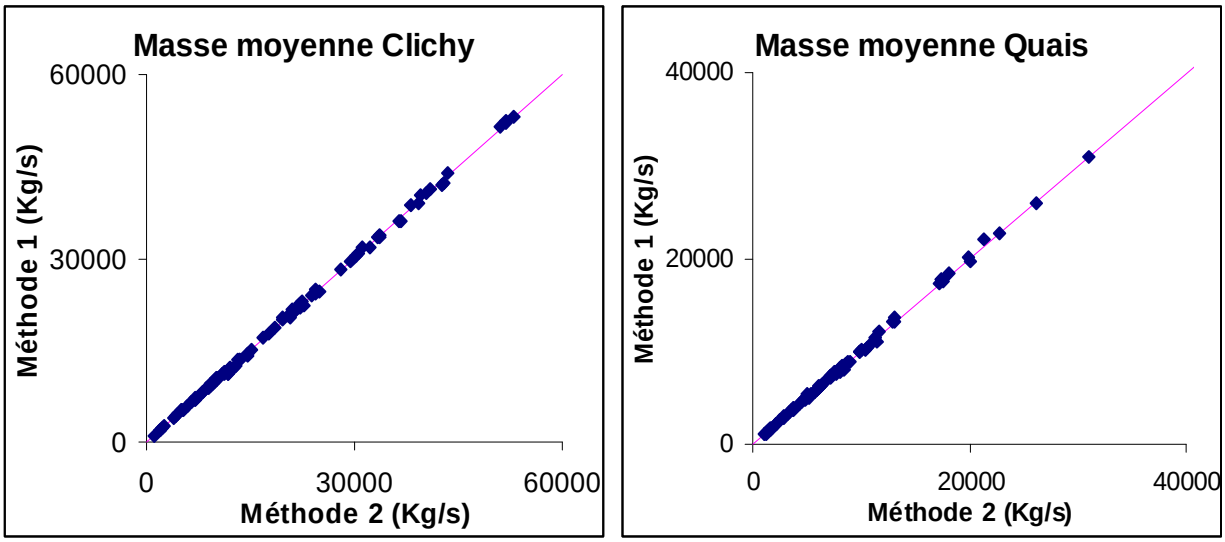


Figure 51 : Valeur moyenne de la masse moyenne événementielle estimée sur les deux sites parisiens Quais et Clichy par deux méthodes 1 et 2

Ces résultats sont les mêmes pour tous les événements de l'année 2006, pour les sites des Quais et de Clichy : Les moyennes obtenues par les deux méthodes sont très proches (*Figure 51*) tandis que la dispersion obtenue par la méthode 2 est 7 fois plus grande que celle obtenue par la méthode 1 (*Figure 52*). La méthode 1 sous estime l'incertitude en négligeant l'homogénéité intra-événementielle de la relation MES-Turbidité, qui implique des erreurs systématiques lors de l'utilisation d'une relation moyenne pour convertir les valeurs de turbidité en MES.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

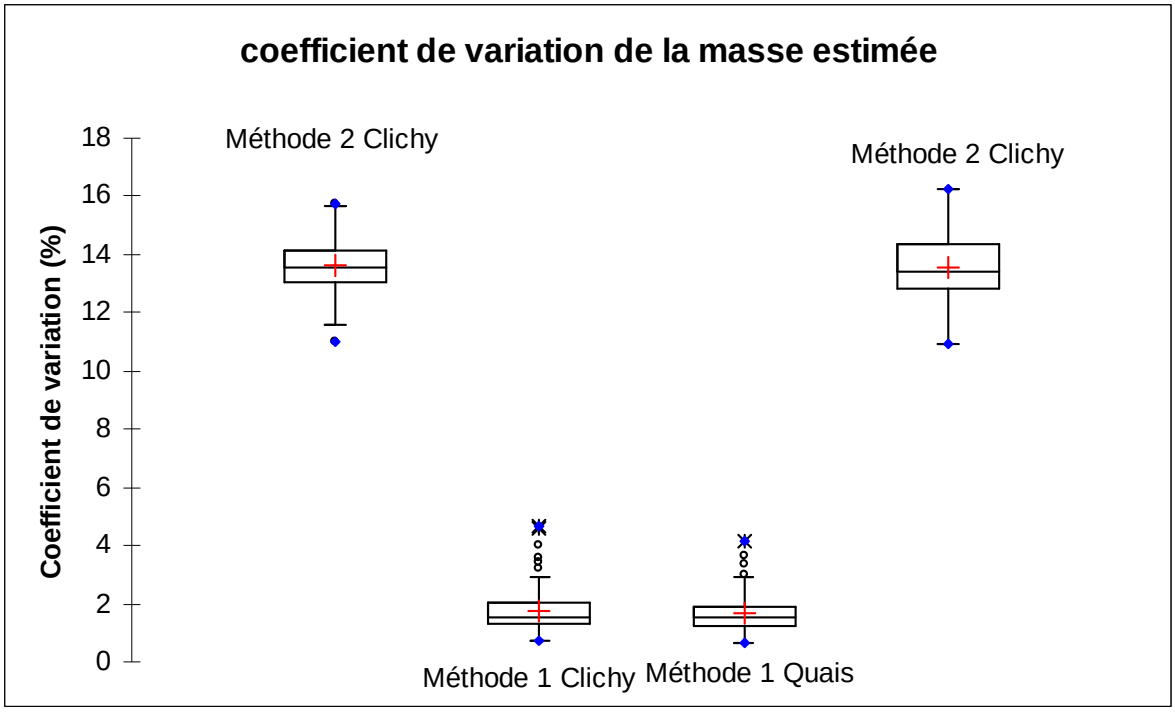


Figure 52 : Coefficient de variation de la masse moyenne événementielle estimée sur les deux sites parisiens Quais et Clichy par deux méthodes 1 et 2

3 REPRÉSENTATIVITÉ DE LA TURBIDITÉ POUR ANALYSER LA DYNAMIQUE DES FLUX DE MES À L'ÉCHELLE INTRA-ÉVÉNEMENTIELLE

3.1 Méthodes

3.1.1 Données utilisées

Nous utilisons ici les données de Cordon Bleu (Nantes) car c'est le seul pour lequel nous disposons d'une série d'événements pour lesquels ont été réalisés des séries de prélèvements permettant d'établir des pollutogrammes en turbidité et en MES analysées au laboratoire, ainsi que d'un enregistrement de hauteurs d'eau pouvant être converties en débit dans des conditions précisées par (Jaumouillié, 2003). Les flux ont été calculés pour 23 événements pluvieux pour lesquels on possède plus de 5 échantillons par événements et pour lesquels nous disposons de mesures de la hauteur d'eau. Les mesures ponctuelles de la concentration en MES et de la turbidité sont disponibles à pas de temps fixes par chaque événement, mais variable d'un événement à l'autre tout en restant inférieur ou égal à 10 minutes. Les mesures de hauteur d'eau sont enregistrées au pas de temps de 6 minutes

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Le travail pourrait le cas échéant être étendu aux données de Saint-Mihiel, mais les données sont moins nombreuses, et les conditions de conversion de la hauteur d'eau en débit n'ont pas été établies.

3.1.2 Calcul du débit et du flux des MES

À partir des ces hauteurs d'eau, nous avons calculé les débits liquides en utilisant la formule de Manning-Strickler et en considérant les écoulements comme permanents et uniformes et que la hauteur d'eau, la rugosité et la pente de la ligne d'eau restent invariantes le long de l'écoulement. D'après (Jaumouillié, 2003; Larrarte, 2006), ces hypothèses se justifient sur le site de CB pour les événements de faible et moyen débit. Pour les deux événements décennaux à CB, nous ne disposons pas de mesure de la hauteur d'eau. Les autres événements pluvieux sont des événements moyens de période de retour inférieure à 1 an. La *Figure 53* représente le débit de Manning-Strickler en fonction de la hauteur d'eau à CB $\left(I = 4.10^{-4} m/m\right)$.

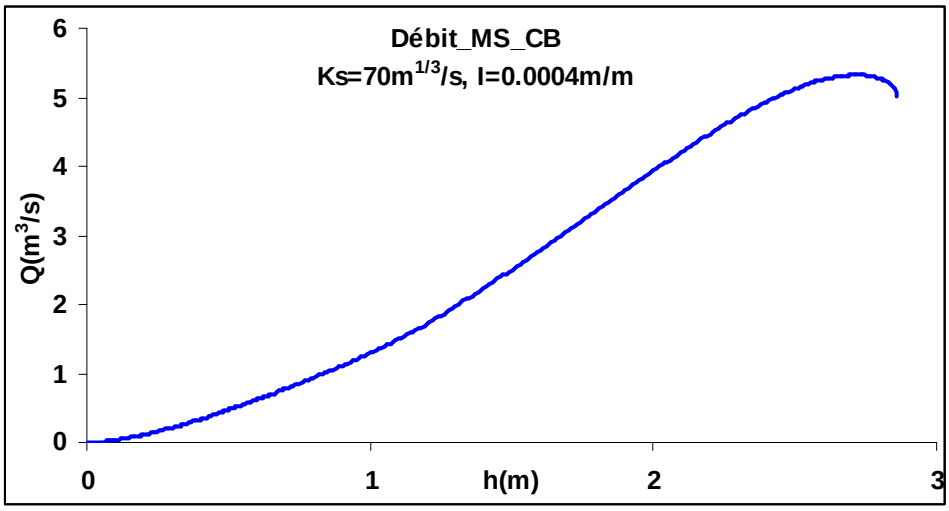


Figure 53 : Débit de Manning-Strickler sur le site de Cordon Bleu

Pour chaque événement pluvieux, nous avons calculé les flux en MES à partir des mesures de MES par prélèvement d'une part et de turbidité d'autre part. Cette dernière est évaluée par une relation moyenne de tous les événements. Nous testons aussi les deux relations : une droite par moindres carrés ordinaires ($b \neq 0$) et une autre forcée à l'origine ($b = 0$).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.1.3 Critère de comparaison

Pour comparer les deux séries chronologiques de flux, nous avons choisi le critère de Nash-Sutcliffe (Nash and Sutcliffe, 1970) pour chaque événement pluvieux :

$$Nash_{evei} = 1 - \frac{\sum_{j=1}^{n_i} \left(\phi_{ij\,mes} - \phi_{ij\,est} \right)^2}{\sum_{j=1}^{n_i} \left(\phi_{ij\,mes} - \overline{\phi_{ij\,mes}} \right)^2}$$

Avec $\phi_{ij\,mes}$ (resp. $\phi_{ij\,est}$) le flux des MES mesuré (resp. estimé) pour le prélèvement ponctuel i durant l'événement pluvieux *i* qui possède n_i prélèvements ponctuels et $\overline{\phi_{ij\,mes}} = \sum_{j=1}^{n_i} \phi_{ij\,mes} \Big/ n_i$ le flux des MES moyen.

C'est un critère très utilisé par les hydrologues pour comparer la sortie d'un modèle à des données mesurées considérées comme référence. Ici le modèle reçoit la turbidité comme donnée d'entrée, et fournit les MES en sortie.

Le critère exprime la différence relative entre l'erreur du modèle testé et l'erreur d'un modèle de référence, défini par la moyenne du signal mesuré, ici la moyenne des flux $\overline{\phi_{ij\,mes}}$. Dans notre cas, le modèle de référence correspond à la situation où on connaitrait parfaitement la masse de l'événement, mais où on ne posséderait aucune information sur sa dynamique, qui par défaut serait considérée comme un flux uniforme.

Plus la valeur du critère est proche de 1, meilleur est l'accord entre la simulation et l'observation. Une valeur nulle ou a fortiori négative du critère signifie que l'information apportée par la mesure de turbidité sur la dynamique des flux n'est pas plus fiable que l'hypothèse de flux uniforme si *celui-ci est correctement calé sur la valeur moyenne*. C'est là le principal inconvénient du critère de Nash, qui s'intéresse aux valeurs absolues du signal mesuré ou estimé, et pas seulement à ses variations relatives. C'est pourquoi nous allons l'utiliser dans deux versions : la version originale et une version modifiée, où les valeurs de flux de turbidité et de concentrations sont estimées en valeurs relatives, normalisées par les masses correspondantes à l'échelle événementielle.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.2 Résultats

La *Figure 54* représente les valeurs du critère de Nash calculé sur les flux absolus. Elles sont supérieures à 70 % pour plus de 70% des événements échantillonnés à Cordon Bleu si on utilise une relation moyenne non forcée par l'origine. Cette proportion tombe à 45% pour une relation moyenne forcée par l'origine.

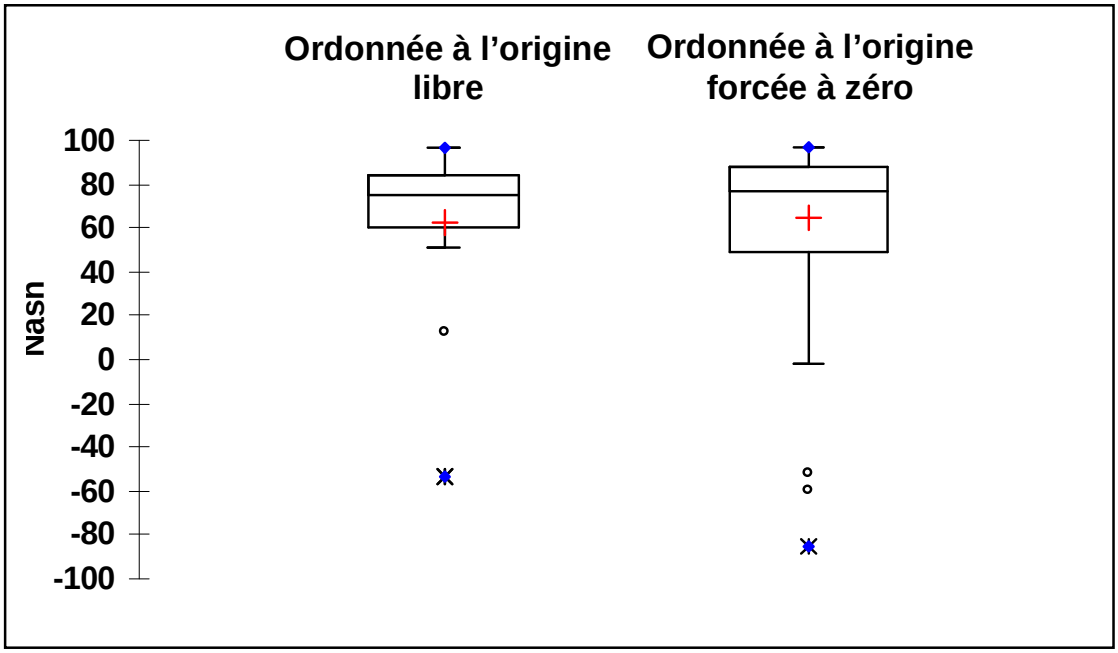


Figure 54 : Boîtes à moustaches présentant les valeurs du critère de Nash-Sutcliffe calculé sur les valeurs absolues de flux pour comparer les flux évalués à partir d'analyses de MES et estimés à partir de la turbidité pour le site de CB en utilisant une relation moyenne MES-Turbidité forcée ou non par l'origine

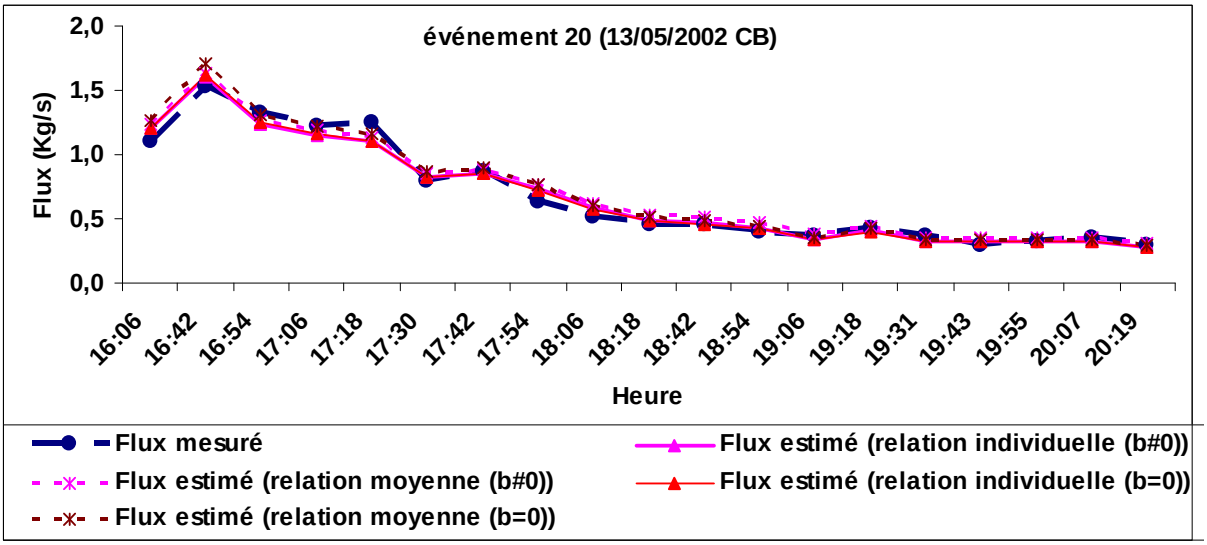


Figure 55 : Comparaison entre flux mesuré et flux estimé à partir de la turbidité en utilisant les différentes relations MES-Turbidité pour l'événement 20 à CB

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

L'événement N° 20 (*Figure 55*) est un exemple d'événement qui présente un critère de Nash satisfaisant pour les deux types de relations. Mais ce n'est pas le cas pour 30 à 50% des événements observés à CB, et sans doute aussi pour les événements enregistrés sur les sites parisiens. C'est par exemple le cas de l'événement 17 (*Figure 56*), dont la relation MES – turbidité se trouve en dessous de la relation MES-Turbidité moyenne à CB (*Figure 57*) Certains sont même très mal représentés, avec des critères de Nash négatifs !

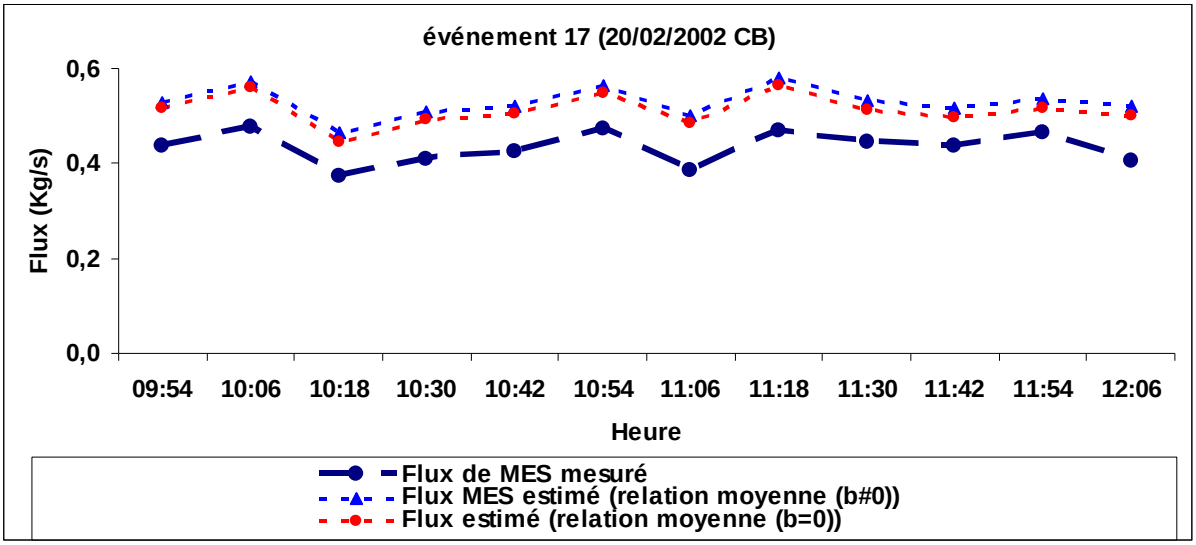


Figure 56 : Pollutogramme mesuré et estimé de flux de MES pour l'événement de 20/02/2002 (17) à CB

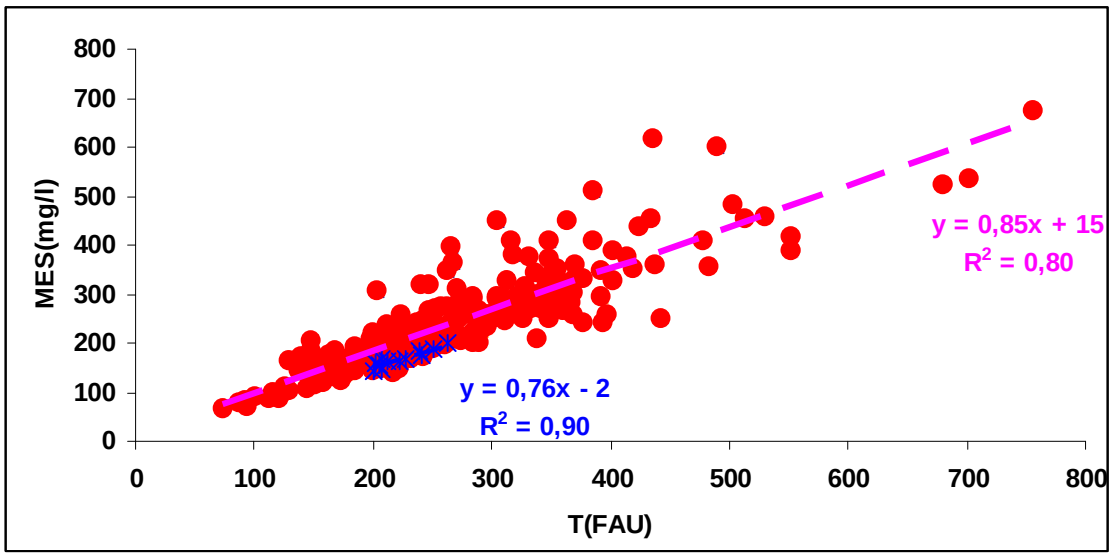


Figure 57 : Relation moyenne MES-Turbidité à CB et la relation MES-Turbidité de l'événement 17

Les critères de Nash calculés sur des flux relatifs, rapportés au flux moyen de chaque événement estimé par la même méthode que pour les flux instantanés donnent des résultats

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

plus satisfaisants (*Figure 58*) : même avec une relation forcée par l'origine 75% des événements ont un critère supérieur à 80%, et la valeur la plus basse du critère est de 58%.

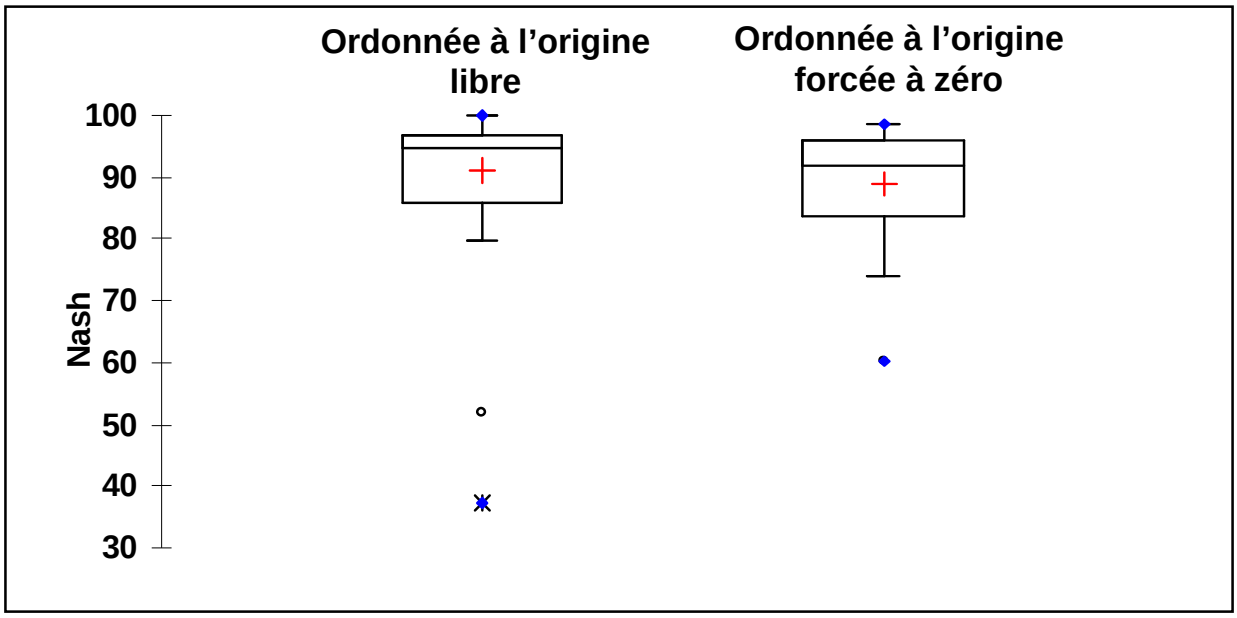


Figure 58 : Boîtes à moustaches présentant les valeurs du critère de Nash-Sutcliffe calculé sur les valeurs de flux transportés au flux moyen pour comparer les flux relatifs évalués à partir d'analyses de MES et les estimés à partir de la turbidité pour le site de CB en utilisant une relation moyenne MES-Turbidité forcée ou non par l'origine

Cela signifie que la dynamique des flux est représentée correctement, même si leurs valeurs absolues peuvent être erronées. On pourrait obtenir le même résultat pour les concentrations. Dans la partie VI nous utiliserons cette propriété pour analyser les graphes débit-concentration et débits-flux.

4 CONCLUSION

Nous proposons dans ce chapitre une méthode d'estimation de l'incertitude sur les masses événementielles qui prend en compte l'homogénéité de la relation MES-Turbidité à l'échelle intra-événementielle. Cette homogénéité induit une dépendance entre les erreurs faites en convertissant les valeurs de turbidité en MES. La méthode proposée prend en compte cette dépendance, et les résultats obtenus sont nettement moins favorables que ceux qui seraient obtenus en la négligeant, mais ils restent acceptables (30% d'IC sur des masses événementielles). Elle sera utilisée dans la partie V.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Ce problème peut être neutralisé à l'échelle intra-événementielle : on peut appréhender de manière satisfaisante la dynamique des flux en raisonnant en flux relatifs, rapportés au flux moyen de l'événement.

Les résultats obtenus confirment que la turbidité est un bon indicateur pour suivre la dynamique des flux ou des concentrations à l'échelle intra-événementielle et évaluer les variations de la production à l'échelle inter-événementielle.

La valeur des flux estimée dépend de la base des données de calibration utilisée et il serait intéressant de les valider sur d'autres bases de données de conversion MES-turbidité.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

PARTIE IV

CARACTÉRISATION ET MODÉLISATION STATISTIQUES DES VOLUMES, DES MASSES ET DES CONCENTRATIONS À L'EXUTOIRE DU BASSIN VERSANT PARISIEN PAR TEMPS DE PLUIE

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

CHAPITRE 6.

CARACTÉRISATION STATISTIQUE DES VOLUMES, DES MASSES ET DES CONCENTRATIONS À L'EXUTOIRE DES BASSINS VERSANTS DES QUAIS ET CLICHY A PARIS PAR TEMPS DE PLUIE

1 INTRODUCTION

Un grand nombre d'études ont été menées depuis une quarantaine d'années pour caractériser les flux polluants des eaux urbaines par temps pluie (Hoghland *et al.*, 1984; Chebbo, 1992b; Saget, 1994; Ellis and Hvitved Jacobsen, 1996; Gromaire-Mertz, 1998; Kafi-Benyahia, 2006; Métadier, 2011) et évaluer la variabilité temporelle et spatiale et le transfert en réseau (Kafi-Benyahia *et al.*, 2008). Les résultats de (Kafi-Benyahia, 2006) ont montré un comportement relativement comparable en termes de flux et de concentrations en MES, ainsi que d'autres paramètres (DCO, DBO_5, métaux…), entre six sites de mesure emboîtés et de tailles croissantes en réseau d'assainissement unitaire parisien. Autrement dit, la variabilité de flux et de concentrations se caractérise par une variabilité interévénementielle. Cependant, cette caractérisation a été faite à partir de quelques campagnes par temps de pluie (~5-15 événements pluvieux) et quelques échantillons par événement pluvieux (maximum 24) car les campagnes classiques d'échantillonnage sont des opérations lourdes (personnels, équipements, analyses en laboratoires…) et très coûteuses (Bertrand-Krajewski *et al.*, 2008; Joannis *et al.*, 2010). Il est alors important de confirmer ou d'infirmer ces résultats sur la base de données plus complète et plus nombreuse.

Plus récemment la mesure en continu de la turbidité a permis d'acquérir à pas de temps court des séries chronologiques représentatives des concentrations en MES à différentes échelles de temps (Ruban *et al.*, 2008; Lacour *et al.*, 2009a; Bertrand Krajewski *et al.*, 2010; Hannouche *et al.*, 2011). Ces séries devraient permettre de bien caractériser la variabilité des flux et des concentrations à différentes échelles temporelle et spatiale, que ce soit par temps sec ou par temps de pluie.

A l'heure actuelle, dans le cadre du programme de recherche OPUR, nous disposons d'une base de données statistiquement satisfaisante sur les flux d'eau et de la turbidité à l'exutoire de deux bassins versants emboîtés à Paris : Quais et Clichy. Sur ces deux sites, les données acquises pendant l'année 2006 ont été découpées en événements pluvieux (88 événements à Clichy et 75 événements à Quais).

L'objectif de ce chapitre est de caractériser à partir de cette base de données, les flux moyens, d'eau et de turbidité, ainsi que les turbidités moyennes transitant à l'exutoire de ces deux bassins versants lors des événements pluvieux, et de comparer les résultats entre les deux sites.

Dans ce chapitre, la turbidité (en *FAU*) sera directement assimilée à une concentration en MES. En effet, nous avons montré dans la troisième partie que la turbidité est un bon indicateur de la concentration en MES à l'échelle événementielle (faible variabilité du rapport *MES/turbidité*). On pourrait convertir ensuite la concentration ou la masse en turbidité en concentration ou en masse en MES en tenant compte de la distribution du coefficient de conversion *MES/turbidité* (*cf. page 118*). Dans la suite du chapitre, nous utilisons les termes « *concentration*» *et* « *masse*» pour désigner respectivement la turbidité et le flux événementiel de turbidité.

Dans un premier temps nous présentons la méthodologie de calcul du flux et de la concentration moyenne, des incertitudes associées et les tests statistiques utilisés pour étudier l'homogénéité entre les deux sites. Puis, les ordres de grandeur des flux et des concentrations sont exprimés pour chaque site via leurs statistiques descriptives, et l'hypothèse d'homogénéité des ces valeurs entre les deux sites sera testée.

2 METHODOLOGIE

2.1 Masse, volume et concentration

La masse événementielle est calculée à partir des signaux de débit $Q(t)$ et de la turbidité $T(t)$ pour un événement pluvieux donné de durée $T_p = N \times \Delta t$ (Δt =pas de temps des enregistrements de débit et de turbidité, 1 min dans notre cas). Cette masse vaut alors :

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

$$M_{eve} = \int_{t=0}^{t=T_p} \phi(t)dt = \int_{t=0}^{t=T_p} Q(t)\times T(t)dt$$
$$\approx \sum_{i=1}^{N-1} \frac{\left(T_i Q_i + T_{i+1} Q_{i+1}\right)\left(t_{i+1} - t_i\right)}{2} = \frac{\Delta t}{2}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\left(T_i Q_i + T_{i+1} Q_{i+1}\right)\right)$$

avec $T_i = T\left(i\Delta t\right)$ et $\mathrm{Q}_i = Q\left(i\Delta t\right)$

Le volume de l'événement est défini par :

$$V_{eve} = \int_{t=0}^{t=T_p} Q(t)dt \approx \sum_{i=1}^{N-1} \frac{\left({}_i Q_i + Q_{i+1}\right)\left(t_{i+1} - t_i\right)}{2} = \frac{\Delta t}{2}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\left(Q_i + Q_{i+1}\right)\right)$$

La concentration de l'événement est donc $T_m = \dfrac{M_{eve}}{V_{eve}}$.

2.2 Incertitudes associées

Le débit a été calculé à partir des données de hauteur et de vitesse à l'exutoire du réseau d'assainissement de deux sites parisiens. Dans un collecteur circulaire, cette technique de mesure du débit par hauteur et vitesse permet de garantir des incertitudes $\Delta Q / Q$ de moins de *15%* $\left(IC_{95\%} = Q \pm 0.15Q\right)$ (Gromaire-Mertz, 1998; Bertrand-Krajewski *et al.*, 2000). En supposant donc la normalité des incertitudes $\left(IC_{95\%} = Q \pm 1.96\times\sigma_Q = Q \pm 1.96\times C_v \times Q\right)$, nous prenons alors *8%* comme coefficient de variation $C_v = \sigma_{Q_i} / Q_i$ de la distribution d'une valeur instantanée Q_i du débit.

L'incertitude sur une mesure instantanée de la turbidité a été aussi évaluée par (Lacour, 2009) dans le cadre de sa thèse. Une valeur de *10 FAU* a été retenue comme écart-type σ_{T_i} de la distribution d'une valeur instantanée T_i de turbidité.

Les distributions des incertitudes sur les valeurs instantanées de débit et de la turbidité au même instant $\left(Q_i \text{ et } T_i\right)$ sont supposées gaussiennes indépendantes. Les incertitudes ont été estimées en utilisant la méthode de Monte Carlo (annexe G) dans les formules données ci-dessus.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les valeurs successives d'un signal débit $(Q_i$ et $Q_{i+1})$ et d'un signal turbidité $(T_i$ et $T_{i+1})$ sont très corrélées (*Figure 60*). Ces corrélations sont significatives pour tous les événements pluvieux que ce soit à Quais ou à Clichy. Il se pourrait qu'il en soit donc de même des erreurs affectant ces valeurs si elles avaient un caractère systématique. Mais nous ne disposons pas d'estimation de cette corrélation entre ces erreurs. Aussi avons-nous testé les deux cas extrêmes :

a. Les erreurs successives ne sont pas corrélées ($\rho = 0$). Dans ce cas, nous donnons l'intervalle de confiance à 95% (*Figure 59*) ;

b. Les erreurs successives sont totalement corrélées ($\rho = 1$), c'est que l'on appelle une erreur systématique. Nous appliquons la même méthode illustrée *Figure 59* mais avec des erreurs successives corrélées (même erreur centrée réduite pour chaque signal et pour une simulation donnée).

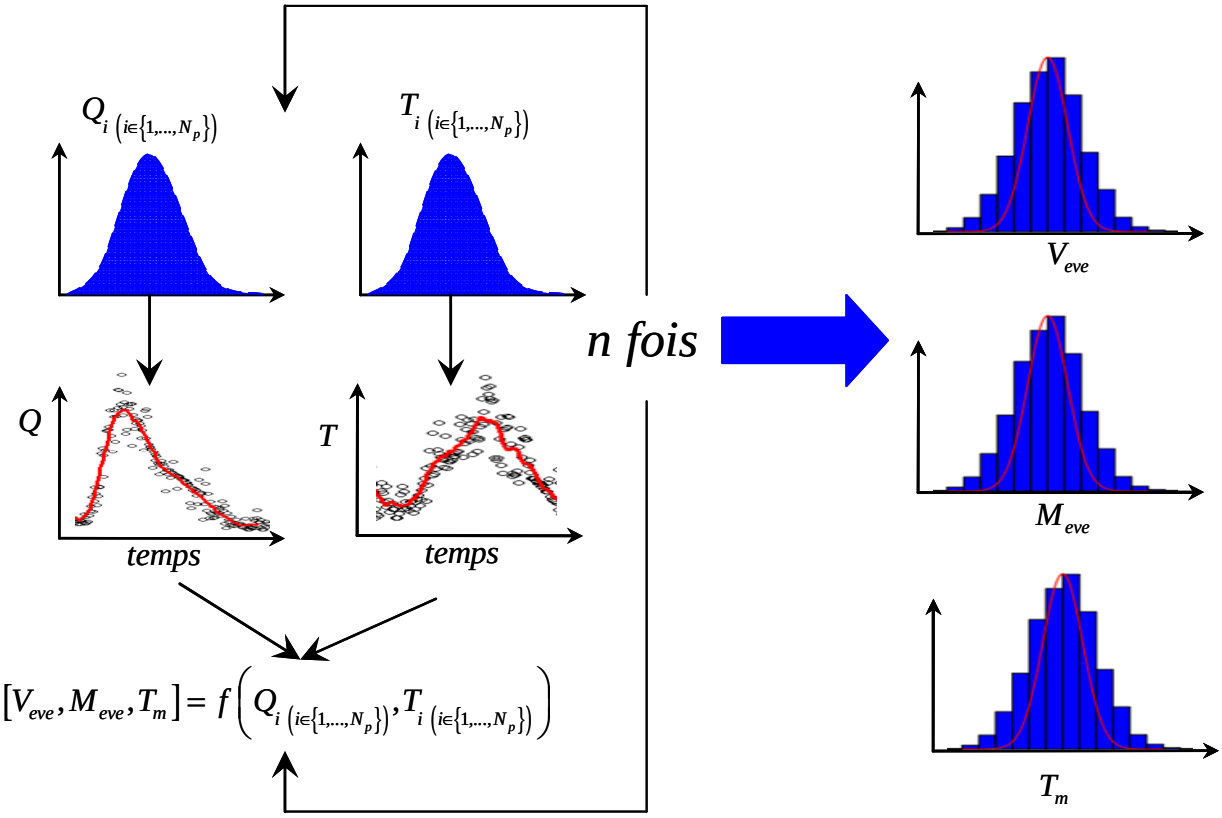


Figure 59 : Résumé des principales étapes du calcul d'incertitudes par Monte Carlo : erreurs successives aléatoires (ρ=0, n=1000)

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

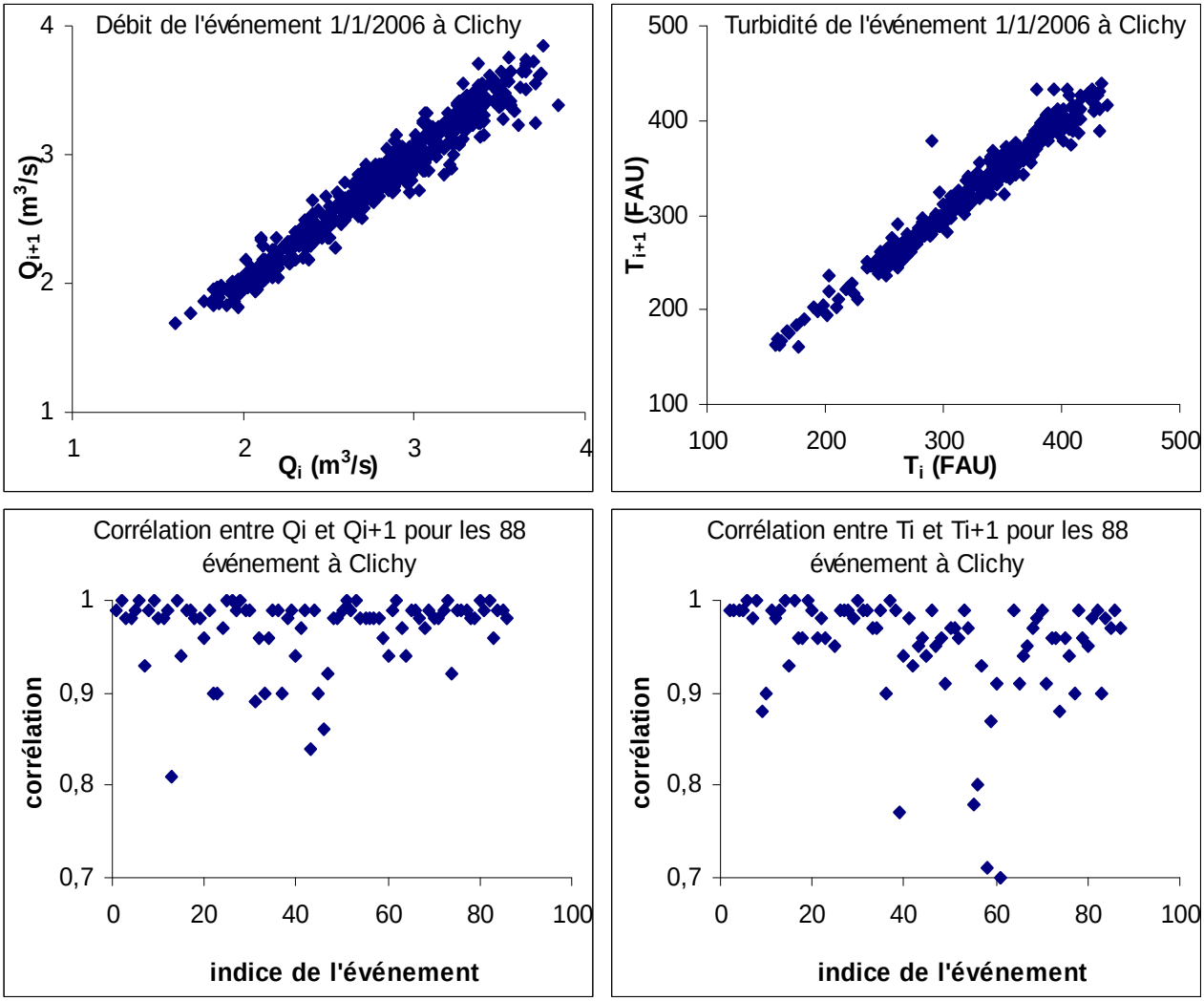


Figure 60 : Corrélation entre les valeurs successives d'un signal débit et turbidité pour les chroniques de 88 événements pluvieux de à Clichy

2.3 Normalisation des volumes et des masses

Afin de comparer la production des deux sites, les volumes et les masses seront exprimés en fonction de la surface imperméabilisée. Cette production ne dépend pas seulement de la surface imperméabilisée mais aussi du nombre d'individus présents sur le bassin versant qui contribuent à la production en eaux usées pendant l'événement pluvial et d'autres facteurs aussi. À noter que, dans notre cas, le rapport entre la surface imperméabilisée des deux bassins versant est presque égale à celui du nombre d'équivalent-habitant sur ces deux bassins versants (Chebbo *et al.*, 2006). Nous estimons que cette normalisation permettra de comparer la production de deux bassins-versant même si elle reste approximative.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.4 Tests statistiques utilisés

Les tests statistiques utilisés ont pour but d'évaluer si les volumes, les masses ou les concentrations obtenues sur les deux sites sont issus de la même population, ou autrement dit, si la différence entre les volumes, les masses ou les concentrations sur les deux sites est non statistiquement significative (*Hypothèse* H_0).

Pour tester l'homogénéité spatiale sur les deux sites pour les événements communs, nous utilisons le test paramétrique de *Student appariée* au seuil de signification $\alpha=5\%$. En effet, on pourrait utiliser ce test même si les populations des valeurs ne sont pas gaussiennes et les variances ne sont pas homogènes car l'effectif des événements sont assez grand (70 événements communs > 30 d'après la loi forte des grands nombres). Ce test permet de tester l'égalité des moyennes des volumes, des masses et des concentrations sur les deux sites qui sont des échantillons appariés (H_0). Dans le cas où l'effectif des événements est faible, il faut vérifier la normalité et l'homogénéité des variances de volumes, de masses et de concentrations sur les deux sites pour utiliser ce test. Si une de ces deux conditions est rejetée, un deuxième test statistique pourra être utilisé pour comparer les volumes, les masses ou les concentrations des *événements pluvieux communs* sur les deux sites : il s'agit du test statistique non paramétrique de *Wilcoxon signé* au seuil de signification $\alpha=5\%$. Ce test prend en compte les paires d'événements appariés et il teste l'égalité de la position des valeurs des volumes, des masses ou des concentrations sur les deux sites (H_0). Il est équivalent à un test d'égalité des médianes de ces trois variables sur les deux sites.

Pour chaque test, nous calculons la *valeur p* qui est la probabilité d'obtenir la même valeur de la distance du test sachant que l'hypothèse nulle H_0 est vraie (c.à.d. homogénéité des deux sites) alors qu'elle est vraie. Si la *valeur p* est plus grande que le seuil α, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle (*Figure 61, (a)*). Si la valeur p est plus petite que α, nous rejetons alors l'hypothèse nulle (*Figure 61, (b)*).

Si on accepte l'hypothèse H_0, il sera alors nécessaire d'évaluer la probabilité β du risque de deuxième espèce : « accepter l'hypothèse d'homogénéité H_0 alors qu'elle est fausse ». Cette probabilité dépend de la distribution de la statistique du test sous l'hypothèse

contraire $H_1 = \overline{H_0}$. Mais la *valeur p* donne une autre évaluation de ce risque : plus elle est élevée, plus la différence est faible et la probabilité β est faible (puissance du test est alors proche de 1). Les deux risques de première et deuxième espèces sont antagonistes : si *valeur p* augmente, β diminue.

Dans notre cas, nous avons évalué β en définissant une nouvelle variable $X = X_1 - X_2$: la différence entre X_1 et X_2 valeurs d'une de variables (volume, masse, concentration) du même événement sur les deux sites. L'hypothèse H_0 de l'homogénéité signifie que la moyenne $\overline{X}$ de la variable X a une moyenne $\mu = 0$ tandis que l'hypothèse alternative H_1 implique une moyenne $\mu \neq 0$ (*Figure 61, (c)*). Suivant la distribution de la moyenne $\overline{X}$ et les valeurs de μ, nous pouvons évaluer le risque β (*Figure 61, (d)*). Donc la valeur de β dépend de la moyenne μ pour un seuil α donné (*5%*) (*Figure 61, (c), (d)*).

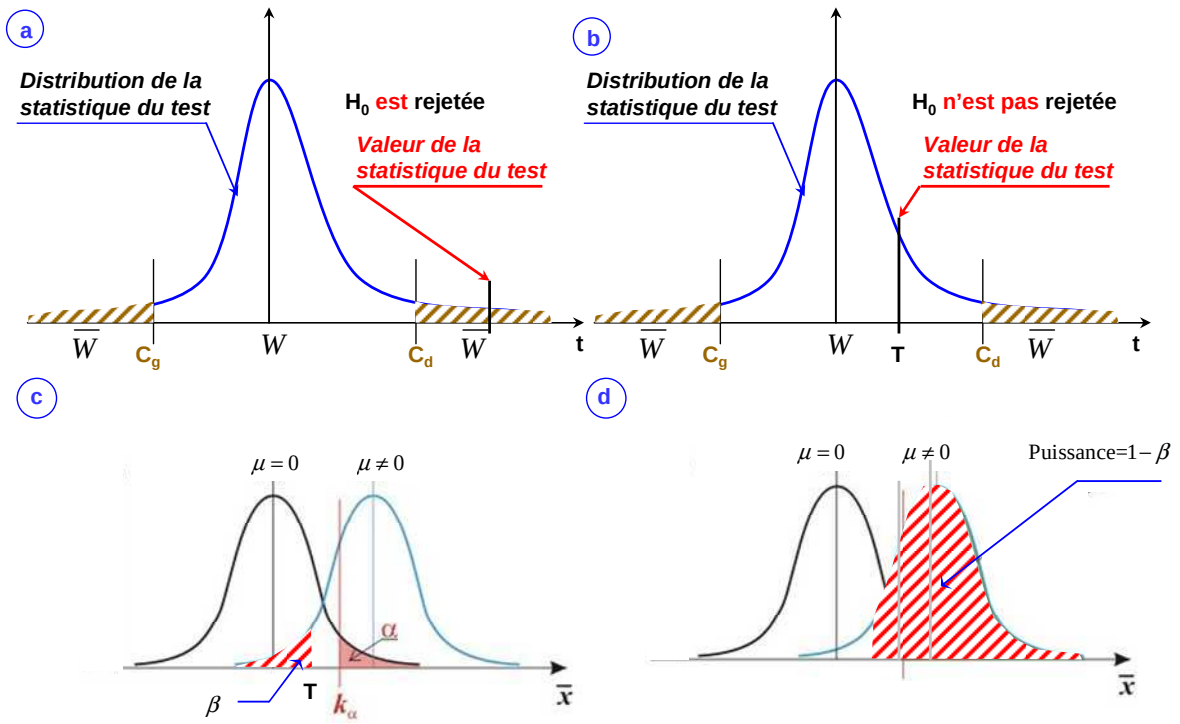


Figure 61 : (a) & (b) : Illustration de la de domaines de rejet ($\overline{W}$) et d'acceptation (W) de l'hypothèse nulle H_0 au seuil α (T correspond à la statistique du test) ; (c) & (d) illustration de la probabilité du risque de première espèce (α) et seconde espèce (β ou puissance du test=1- β) pour une moyenne $\overline{X}$ normalement distribuée.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3 RÉSULTATS ET DISCUSSION

3.1 Volume moyen événementiel

3.1.1 Caractéristiques statistiques

Les caractéristiques statistiques (*moyenne, écart-type, coefficient de variation, médiane, quartiles q_{25} et q_{75}, déciles d_{10} et d_{90}*) des volumes événementiels des événements pluvieux exprimés en fonction de la surface imperméabilisée sont données pour chaque bassin versant dans le *Tableau 18*.

Tableau 18 : caractéristiques statistiques des volumes événementiels des événements pluvieux sur les deux sites parisiens pour l'année 2006 (*Cv : coefficient de variation) ; *quartiles q_{25} et q_{75}, déciles d_{10} et d_{90}*

Volume (m^3/ha_{imp})	moyenne	Ecart-type	C_v^* (%)	médiane	q_{25}	q_{75}	d_{10}	d_{90}
Quais	*127*	*90*	*71*	*92*	*70*	*149*	*45*	*281*
Clichy	*140*	*99*	*71*	*120*	*65*	*169*	*40*	*290*

Les volumes médians varient entre *92* et *120 m^3/ha_{imp}* et ils sont inférieurs aux moyennes de volumes sur les deux sites. Ces valeurs médianes obtenues à Quais et Clichy sont dans la fourchette des valeurs médianes de ceux reportés dans (Kafi-Benyahia *et al.*, 2005) pour six bassins versants parisiens.

Les quartiles q_{25} et q_{75} de volumes sont situés de -24% à +62% (resp. -46% à 41%) par rapport à la valeur médiane de volumes événementiels à Quais (resp. à Clichy). Par ailleurs, les déciles d_{10} et d_{90} de volumes sont situés de -51% à +205% (resp. -67% à 142%) par rapport à la valeur médiane de volumes événementiels à Quais (resp. à Clichy). De plus, selon le site considéré, le volume varie avec un coefficient de variation de 71%. Ceux-ci et la présence marquée de valeurs extrêmes sur la *Figure 62 (a)* confirme la forte variabilité du volume moyen événementiel d'un événement pluvieux à un autre.

La forme des fonctions de répartitions de distributions des volumes moyens événementiels sur les deux sites (*Figure 62 (b)*) présente deux segments de pentes différentes. Ce changement est observé pour des volumes événementiels supérieurs à *200 m^3/ha_{imp}* (décile d_{80}). Sur le site de Quais, nous observons un événement qui a la plus grande contribution en volume événementiel : l'événement du 19/02/2006 qui a duré 22 heures : *486±4 m^3/ha_{imp}* au site des Quais et *417±4 m^3/ha_{imp}* au site de Clichy.

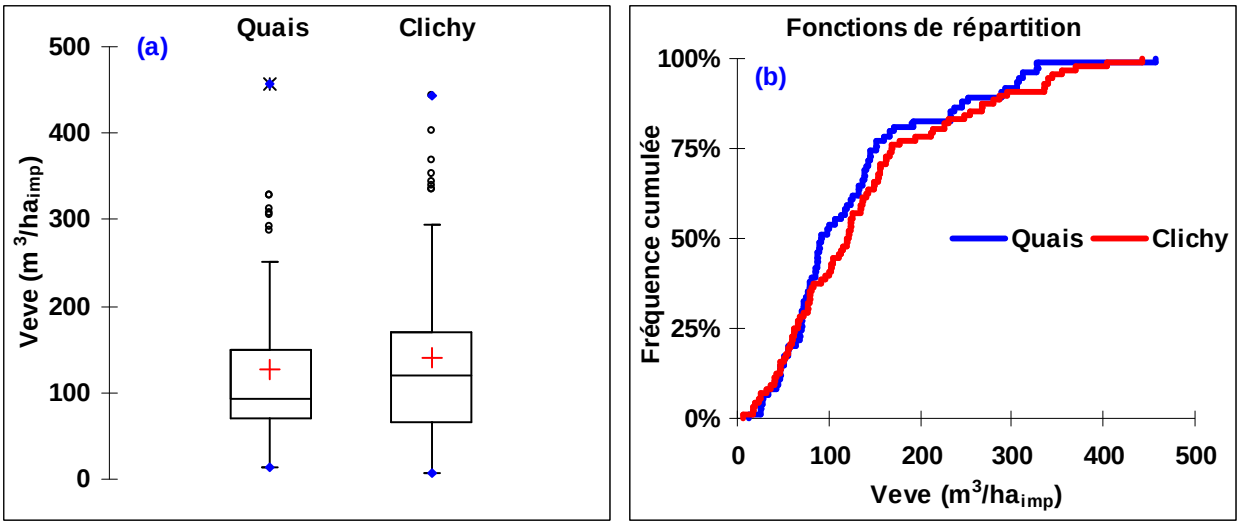


Figure 62 : Volumes moyens événementiels par hectare imperméabilisé sur les deux bassins versants : (a) Boîtes à moustaches ; (b) : Fonctions de répartition

L'effet des erreurs aléatoires $(\rho = 0)$ sur le volume moyen événementiel estimées par la méthode de Monte Carlo est presque négligeable (*Figure 63 (a) & (b)*). Les incertitudes *à 95%* représentent *±1%* du volume moyen événementiel. Car à l'échelle de l'événement les incertitudes aléatoires se compensent et par conséquent, elles n'ont pas un effet sur l'estimation du volume événementiel. Tandis que, dans le cas des erreurs systématiques $(\rho = 1)$, elles représentent *±15%* de ce volume (*Figure 63 (c) & (d)*). Dans ce cas, la corrélation $\rho = 1$ entre les valeurs successives du débit fait translater l'hydrogramme et par conséquent les erreurs ne se compensent pas à l'échelle de l'événement.

Les percentiles de distribution (d_{10}, q_{25}, q_{50}, q_{75} *et* d_{90}) et les valeurs moyennes témoignent d'une certaine homogénéité des volumes événementiels par hectare imperméabilisé sur les deux bassins versants (*cf. Tableau 18*). Les intervalles de distributions dans la boîte à moustaches s'avèrent relativement comparables entre les deux bassins versants (*cf. Figure 62 (a)*). De même, les deux distributions sont très proches (*cf. Figure 62 (b)*).

Pour les événements de volumes forts (> $200 m^3/ha_{imp}$), nous observons une légère différence entre les deux sites (*Figure 63*). Cette légère différence pourrait être due soit à un apport supplémentaire externe différent et variable sur chacun des deux bassins versants (Kafi-Benyahia *et al.*, 2005) ou soit au choix de normalisation par hectare imperméabilisé. En effet, le bassin versant des Quais est caractérisé par une forte emprise de voies ferrées (*21%*) et d'espaces verts (*6%*). L'incertitude sur la contribution au ruissellement de ces surfaces peut

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

induire une surestimation du coefficient de ruissellement et donc de la surface active attribuée dans le calcul au bassin-versant des Quais.

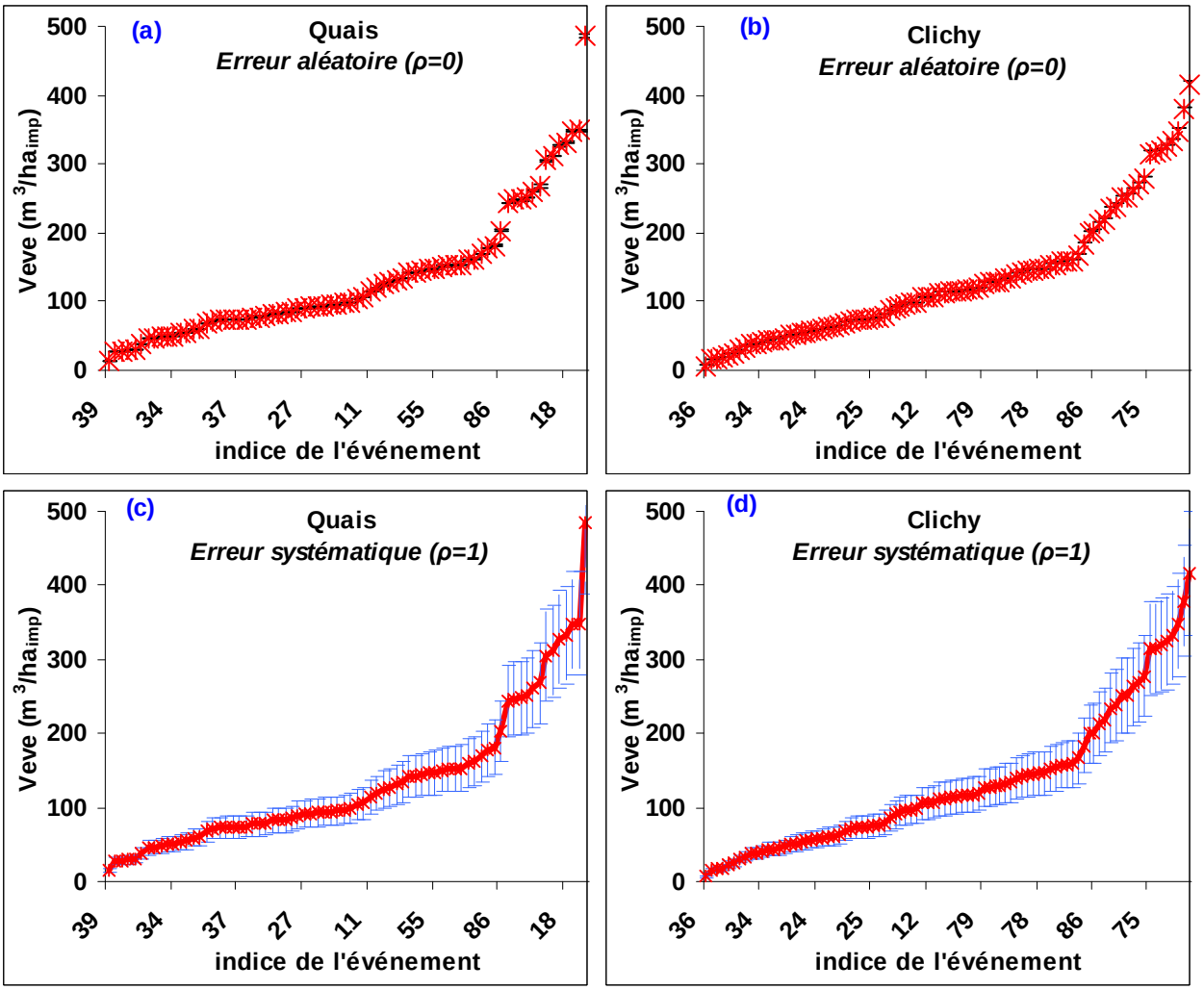


Figure 63 : Incertitudes sur les valeurs événementielles de volumes sur les deux bassins versants de Quais et Clichy, (a) & (b) : Erreur aléatoire ; (c) & (d) : Erreur systématique.

3.1.2 Comparaison inter site : événements communs

La *Figure 64* montre une bonne corrélation entre les volumes moyens par hectare imperméabilisé des événements communs sur les deux bassins versant ($r^2=0,83$). Le test de *Student* confirme l'homogénéité spatiale de la moyenne de volumes moyens événementiels entre l'amont, Quais, et l'aval, Clichy (*valeur p =21%*). De plus la tendance à observer des apports plus importants à Clichy qu'à Quais pour les petits événements, et inversement pour les événements les plus importants, est confirmée.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

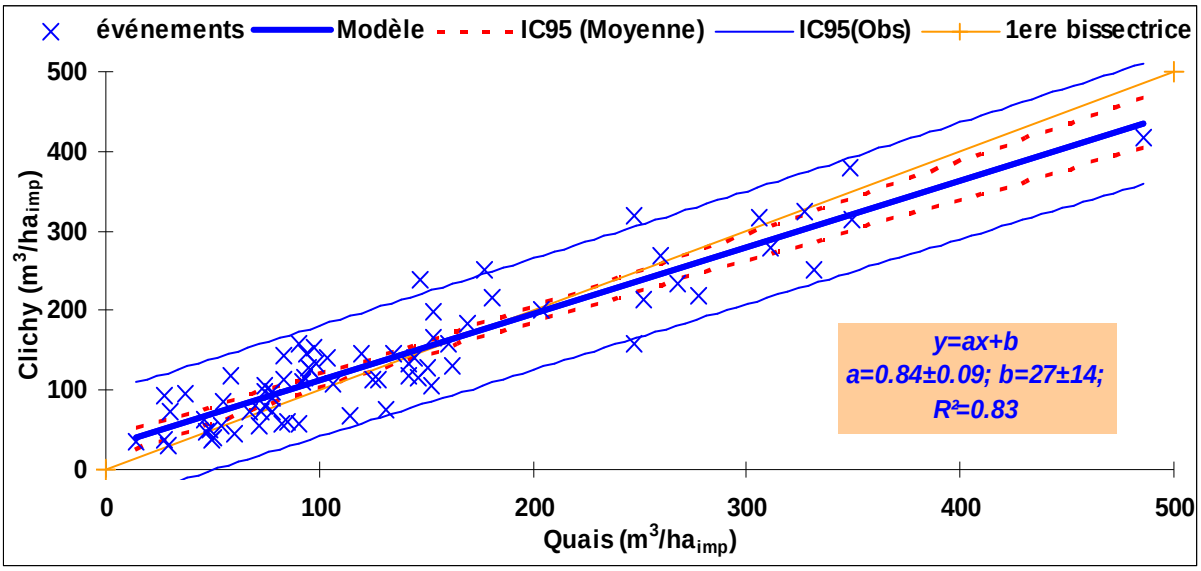


Figure 64 : Comparaison des volumes moyens événementiels pour les événements communs sur les deux sites des Quais et du Clichy

Pour calculer le risque de seconde espèce β, nous proposons d'utiliser la différence de deux volumes pour les événements sur les deux sites $X = V_{Clichy} - V_{Quais}$ (n=70 événements communs). La normalité de cette variable pourrait être acceptée au seuil de 5% à l'aide d'un test de Shapiro-Wilk (*valeur p=88%>5%*). Le test d'ajustement de *Kolmogorov-Smirnov* montre que nous pouvons approcher la distribution empirique de la variable X par une distribution normale $N\left(\bar{x} = 2.11; s = 36.19\right)$ (*Valeur p=93%*) (*Figure 65*).

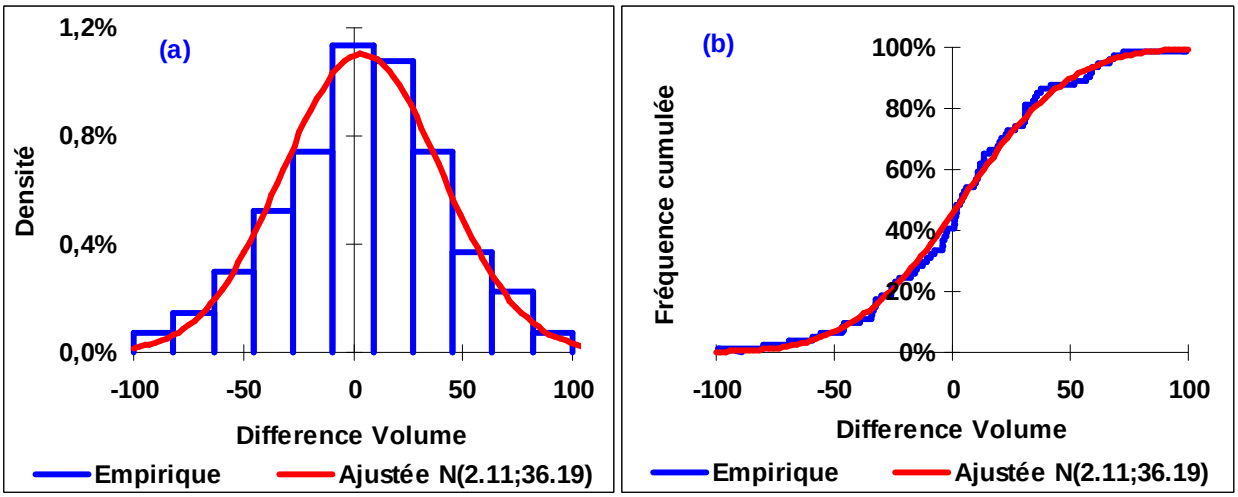


Figure 65 : Distribution empirique et ajusté (densité (a) et fonction de répartition (b)) de la variable différence de volume *X*

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Par conséquent, la variable aléatoire : $U = \dfrac{\overline{X} - \mu}{s/\sqrt{n-1}}$ suit une loi de Student avec *n-1* degrés de liberté. Comme *n>30*, cette loi converge en distribution vers la loi normale centrée réduite $N(0;1)$. Cette loi, nous permettra d'évaluer les valeurs du risque de seconde espèce β pour différente valeur de μ sous l'hypothèse H_1. Nous prenons plusieurs valeurs de $\mu = \xi \times s$ avec $\xi = \{0.1; 0.2; 0.3; 0.4; 0.5; 0.7; 1\}$. Pour chaque valeur de μ, nous calculons alors la valeur de β en utilisant la démarche suivante :

- Si le risque de première espèce α=5% ; la région critique *W* conduisant au rejet de H_0 sachant que H_0 est vraie, est définie par :

  - ✓ $\alpha = \Pr\left(\text{rejeter } H_0 / H_0 \text{ Vraie}\right) = 0.05$ c.à.d. $\Pr\left(\left|\overline{X}\right| > k_\alpha\right) = 0.05 \Rightarrow$

$$\Pr\left(\left|\frac{\overline{X} - 0}{s/\sqrt{n-1}}\right| > \frac{k_\alpha}{s/\sqrt{n-1}}\right) = \Pr\left(|U| > \frac{k_\alpha}{4.36}\right) = 2 - 2\Phi\left(\frac{k_\alpha}{4.36}\right) = 0.05 \Rightarrow$$

$\Phi\left(\dfrac{k_\alpha}{4.36}\right) = 0.975 \Rightarrow \dfrac{k_\alpha}{4.36} = 1.96 \Rightarrow \boxed{k_\alpha = 8.55 m^3 / ha_{imp}}$ où $\Phi(u)$ est la fonction de répartition d'une loi normale centrée réduite

- Règles de décision :

  - ✓ $\left|\overline{X}\right| \le k_\alpha$, on garde H_0 ;

  - ✓ $\left|\overline{X}\right| > k_\alpha$, on rejette H_0.

  - ✓ L'échantillon a donné pour la statistique X la valeur $\left|\overline{X}\right| = 2.11\, m^3 / ha_{imp} \le k_\alpha$. On doit donc accepter l'hypothèse nulle H_0, et rejeter l'hypothèse alternative H_1. C'est le résultat du test de *Student apparié* donné ci-dessus ;

- Le risque β de deuxième espèce est défini par :

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

✓ $\beta = \Pr\left(\text{Accepter } H_0 / H_1 \text{ vraie}\right) = \Pr\left(\left|\overline{X}\right| \le k_\alpha / H_1 \text{ vraie}\right)$; Sous l'hypothèse H_1 la variable $\overline{X}$ a une moyenne μ et un écart-type $s/\sqrt{n-1}$. Donc :

$$\beta = \Pr\left(\left|\overline{X}\right| < k_\alpha / H_1\right) = \Pr\left(\frac{-k_\alpha - \mu}{s/\sqrt{n-1}} \le U \le \frac{k_\alpha - \mu}{s/\sqrt{n-1}}\right) \rightarrow \boxed{\beta = \Phi\left(\frac{k_\alpha - \mu}{s/\sqrt{n-1}}\right) - \Phi\left(\frac{-k_\alpha - \mu}{s/\sqrt{n-1}}\right)} ;$$

✓ Pour chaque valeur de μ (sous l'hypothèse H_1), on calcule la valeur de β correspondante. Pour calculer le β du test pour les données utilisées, nous remplaçons μ par $\mu = \xi \times s$; donc $\boxed{\beta = \Phi\left(1.96 - \xi\sqrt{n-1}\right) - \Phi\left(-1.96 - \xi\sqrt{n-1}\right)}$

✓ Par exemple, pour $\mu = 0.1s = 3.62m^3 / ha_{imp} \Rightarrow \beta = \Phi(1.11) - \Phi(-2.81) = 0.87$

La *Figure 66* illustre la courbe d'efficacité du test β et la courbe « puissance du test » $1-\beta$ sous l'hypothèse H_1 : la différence des volumes moyens événementielles sur les deux sites est égale à $\mu = \xi \times s$ avec s est l'écart-type de cette différence ($36m^3/ha_{imp}$) et ξ varie entre *0* et *0,6*. Cette figure montre que, pour une taille n de l'échantillon et un risque α fixé, le risque β diminue si la différence entre les volumes moyens sur les deux sites augmente. On remarque que le test est d'autant plus puissant que $\xi \ge 0.25$.

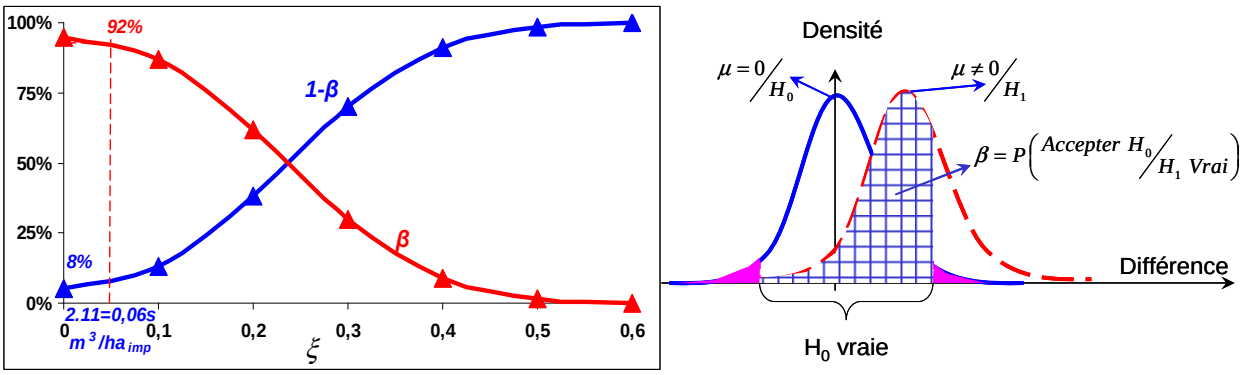


Figure 66 : Courbe puissance (1-β) et courbe d'efficacité (β) du test pour le volume sous l'hypothèse H_1 : $\mu = \xi \times s$

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Pour la différence $\left|\overline{x}\right| = 2.11\, m^3 / ha_{imp}$ observée, la probabilité d'accepter l'homogénéité entre les deux sites sachant qu'elle fausse sera alors β*=92%*. Ce qui montre que le *test d'égalité des moyennes du volume moyen événementiel pour les événements communs sur les deux sites* n'*est pas puissant* ($1-\beta = 8\%$).

3.2 Masse moyenne événementielle

3.2.1 Caractéristiques statistiques

Les caractéristiques statistiques des masses moyennes événementielles par hectare imperméabilisé sont données pour chaque bassin versant dans le *Tableau 19*.

La masse moyenne événementielle reflète une dispersion comparable avec celle du volume sur les deux bassins versants (*Coefficient de variation ~70%*). Ces caractéristiques sont semblables sur les deux sites sauf pour le quartile q_{75}. La présence marquée de valeurs extrêmes dans la boîte à moustaches *Figure 67 (a)* sur le site du Quais justifie la différence de ce quartile sur les deux sites et montre donc une variabilité dans la boîte (q_{25}-q_{75}) plus importante sur le site de Clichy.

Tableau 19 : caractéristiques statistiques des masses moyennes événementielles sur les deux sites parisiens pour l'année 2006 (*Cv : coefficient de variation)

Masse (*KFAU*m^3/ha$_{imp}$*)	moyenne	Ecart-type	Cv (%)	médiane	q_{25}	q_{75}	d_{10}	d_{90}
Quais	*36*	*27*	*72*	*28*	*18*	*43*	*9*	*71*
Clichy	*34*	*24*	*70*	*26*	*17*	*53*	*9*	*73*

La forme des fonctions de distributions confirme cette différence dans la zone q_{50}-q_{75}. Cette différence se lisse après d_{90}.

Les deux valeurs maximales sur les deux sites correspondent à un événement pluvieux commun : l'événement du 24/03/2006. La masse maximale à Clichy est *91±1 KFAU*m^3/ha$_{imp}$* et *136±2 KFAU*m^3/ha$_{imp}$* aux Quais qui a apporté des volumes et des masses par hectare imperméabilisé plus importants que ceux du même événement sur site de Clichy (*Figure 68*). Il a duré 11 heures, le débit absolu aux Quais était proche de celui du même événement à Clichy alors que le rapport entre surfaces imperméables de deux sites est 2.5. Les volumes apportés par cet événement valent *251±3 m^3/ha$_{imp}$* à Clichy et *332±4 m^3/ha$_{imp}$* aux Quais.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Cet apport supplémentaire en volume peut être lié à un apport extérieur d'un autre bassin versant au réseau d'assainissement des Quais. Il peut être aussi dû à la mobilisation d'un stock des dépôts disponible dans le réseau d'assainissement des Quais à l'aval de Clichy car les effluents de cet événement sont plus concentrés aux Quais qu'à Clichy.

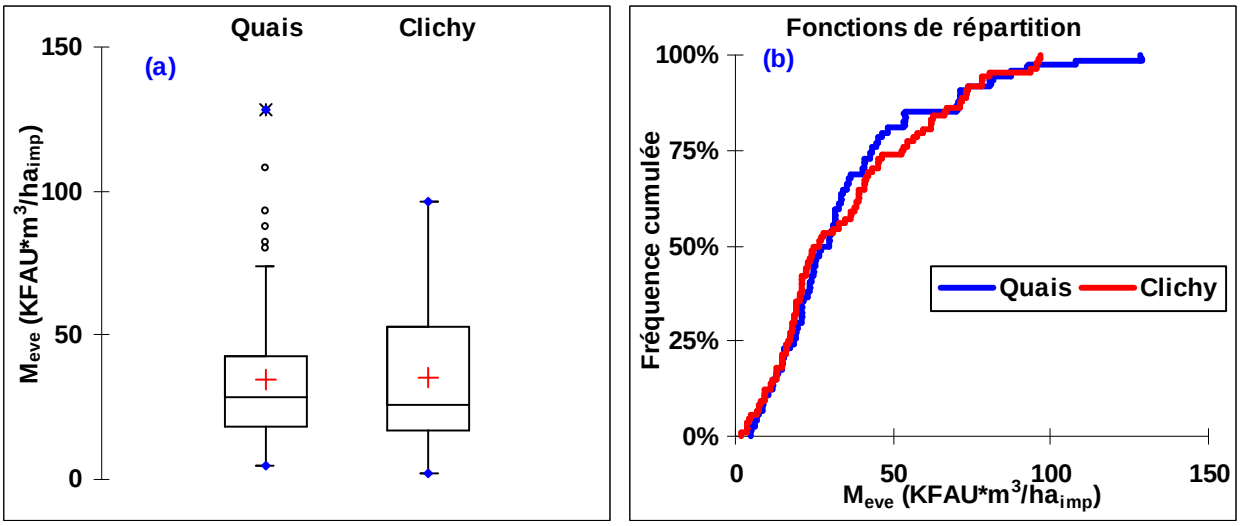


Figure 67 : Masses moyennes événementielles par hectare imperméabilisé sur les deux bassins versants : (a) Boîtes à moustaches ; (b) : Fonctions de répartition

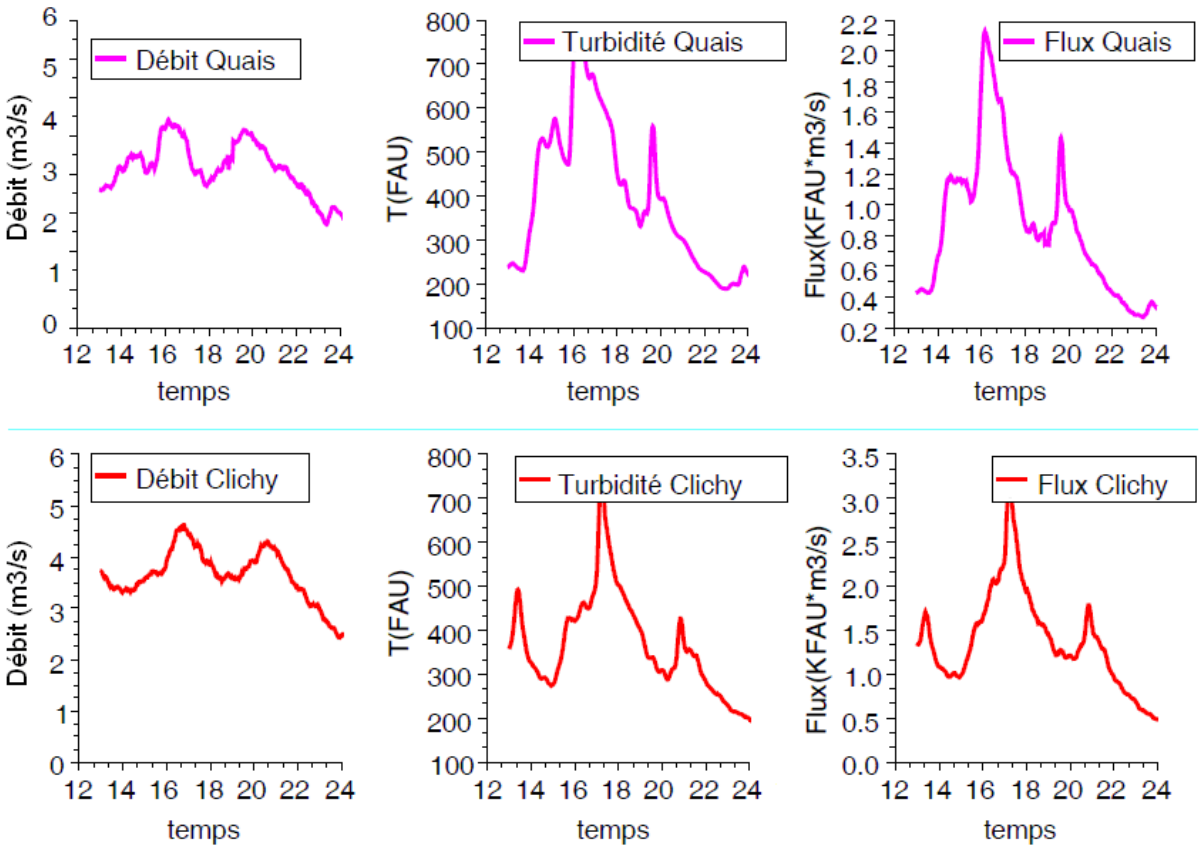


Figure 68 : Pluie du 24/03/2006 aux exutoires du bassin versant des Quais et du celui de Clichy

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

De même que pour le volume, l'effet des erreurs aléatoires $(\rho = 0)$ sur la masse moyenne événementielle estimées par la méthode de Monte Carlo est presque négligeable (*Figure 69 (a) & (b)*). *À 95%*, elles représentent *±1%* de la masse moyenne événementielle. Tandis que, dans le cas des erreurs systématiques $(\rho = 1)$, elles représentent *±18%* de cette masse (*Figure 69 (c) & (d)*).

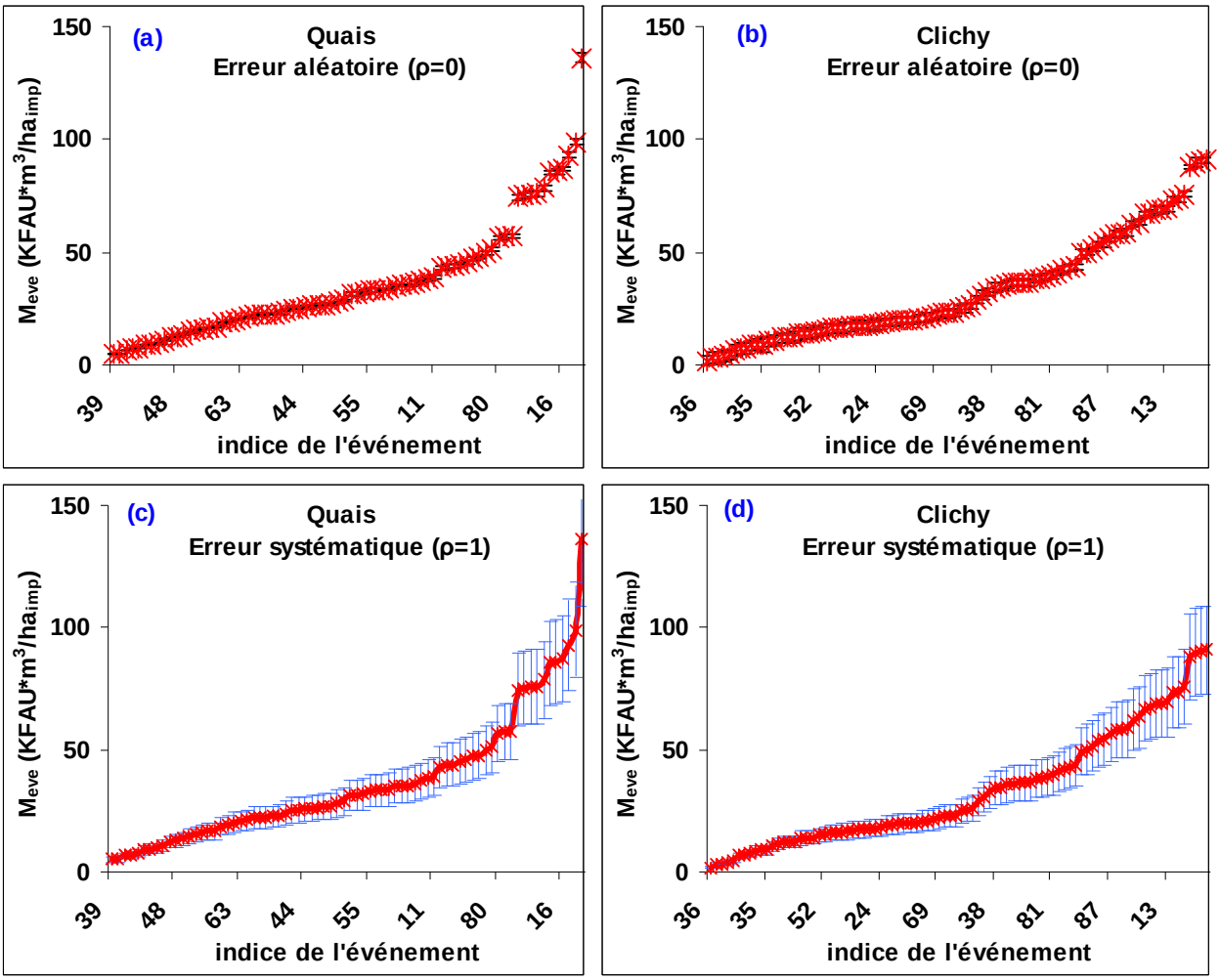


Figure 69 : Incertitudes sur les valeurs événementielles de masses sur les deux bassins versants de Quais et Clichy, (a) & (b) : Erreur aléatoire ; (c) & (d) : Erreur systématique.

3.2.2 Comparaison inter site : événements communs

Les masses par hectare imperméabilisé obtenues pour les événements communs sur les deux bassins versants sont visualisées *Figure 70*. On observe à nouveau une corrélation entre les deux sites, un peu plus faible pour les masses que pour les volumes (r^2*=0.80*). Les points représentatifs de ces masses sont situés de part et d'autre de la première bissectrice pour les

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

événements de faible contribution en masse tandis que, pour les événements de forte contribution en masse, la contribution en masse par hectare imperméabilisé est plus grande aux Quais qu'au Clichy. Ainsi la droite de régression de masse à Clichy par rapport à celle aux Quais a une pente plus petite que *1*. Mais, l'analyse statistique montre que ces masses apparaissent relativement comparables entre les deux bassins versants pour les événements communs (test de Wilcoxon signé, *α=5%, valeur p = 75%*).

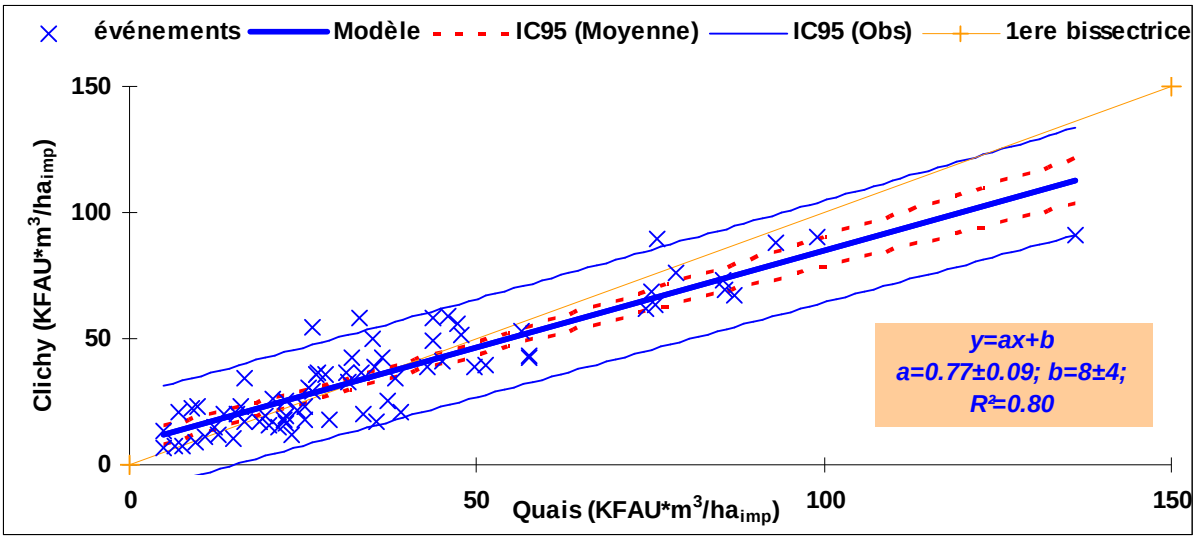


Figure 70: Comparaison des masses moyennes événementielles pour les événements communs sur les deux sites des Quais et du Clichy

Nous utilisons la même approche pour évaluer le risque de seconde espèce *β* pour le cas des masses moyennes événementielles des événements communs en utilisant la variable différence $Y = M_{Clichy} - M_{Quais}$. Cette variable est normalement distribuée (test de Shapiro-Wilk, *valeur p=83%*). Le test d'ajustement de Kolmogorov-Smirnov montre que nous pouvons approche la distribution empirique de la variable *Y* par une distribution normale $N\left(\bar{x} = -0.36; s = 9.56\right)$ (*Valeur p=96%*).

Les valeurs de *β* sont illustrées *Figure 72*. Pour la différence moyenne observée pour la masse moyenne événementielle sur les deux sites, la probabilité d'accepter l'homogénéité entre les deux sites sachant qu'elle fausse est *94%*. Ce qui montre que le *test d'homogénéité de la masse moyenne événementielle pour les événements communs sur les deux sites est très puissant (6%).*

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

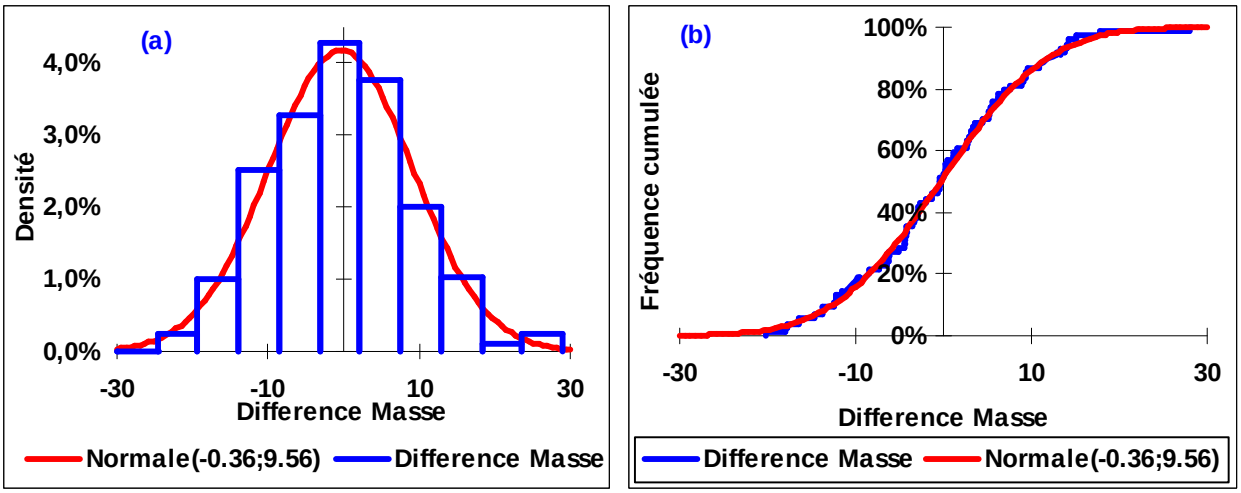


Figure 71: Distribution empirique et ajusté (densité (a) et fonction de répartition (b)) de la variable différence de masse Y

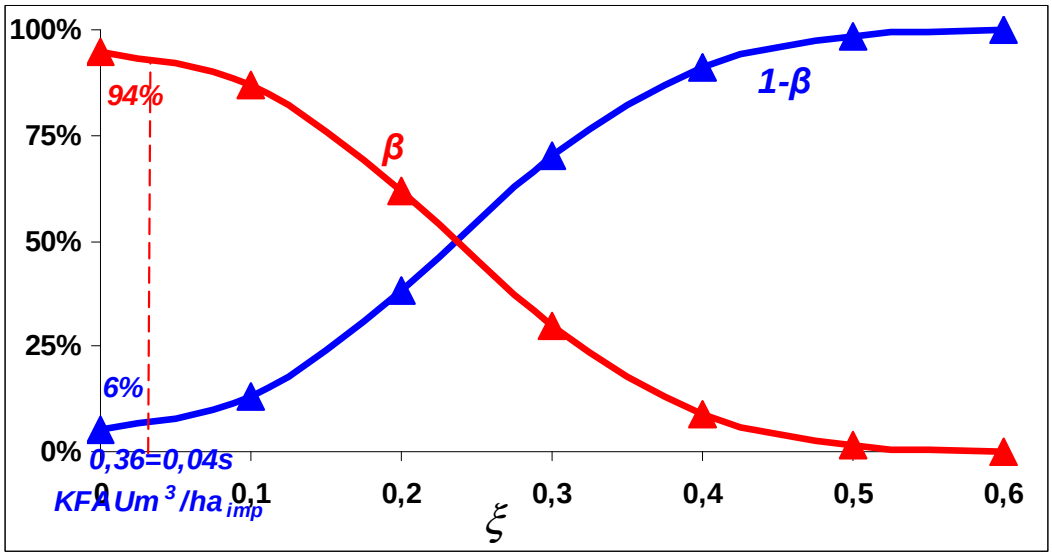


Figure 72: Courbe puissance (1-β) et courbe d'efficacité (β) pour la masse sous l'hypothèse H_1 : $\mu = \xi \times s$

3.3 Concentration moyenne événementielle

3.3.1 Caractéristiques statistiques

Les ordres de grandeur des concentrations par événement pluvieux (d_{10}, q_{25}, q_{50}, q_{75} *et* d_{90}) et les grandeurs statistiques de leurs distributions (*moyennes, Ecart-type, coefficient de variation*) ont été estimés pour chaque bassin versant. Ces valeurs sont reportées dans le *Tableau 20*.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Comparativement à la dispersion des volumes et des masses par hectare imperméabilisé, une dispersion moins prononcée des concentrations est notée d'un événement pluvieux à un autre (coefficient de variation ~30%).

Tableau 20 : caractéristiques statistiques des concentrations moyennes événementielles sur les deux sites parisiens pour l'année 2006 (*Cv : coefficient de variation)

Concentration (*FAU*)	moyenne	Ecart-type	C_v (%)	médiane	q_{25}	q_{75}	d_{10}	d_{90}
Quais	*283*	*87*	*31*	*282*	*222*	*343*	*177*	*398*
Clichy	*259*	*73*	*28*	*253*	*212*	*303*	*169*	*335*

Les quartiles de deux distributions (*Tableau 20*), les boîtes à moustaches (*Figure 73, (a)*) ainsi que la forme des distributions (*Figure 73, (b)*) montre que la concentration moyenne événementielle à Clichy est inférieure à celle de Quais. Une concentration très forte est observée sur le site de Quais : Elle est due à l'événement pluvieux du 23/10/2006. La concentration de cet événement vaut *580±3 FAU* aux Quais et *500±3 FAU* à Clichy.

Les boîtes à moustaches (*cf. Figure 73*) montrent que la concentration moyenne du bassin versant de Clichy, à l'aval, est souvent légèrement inférieure à celle du bassin versant des Quais, à l'amont. Cependant, l'intervalle de distribution est presque le même sur les deux sites avec un écart interquartile plus grande aux Quais.

Les incertitudes de mesures ont un effet négligeable si les erreurs successives sont indépendantes (<1%) (*Figure 74 (a) & (b)*), Tandis que dans le cas des erreurs successives totalement corrélées, les incertitudes s'élèvent à *±20 FAU* (*Figure 74 (c) & (d)*).

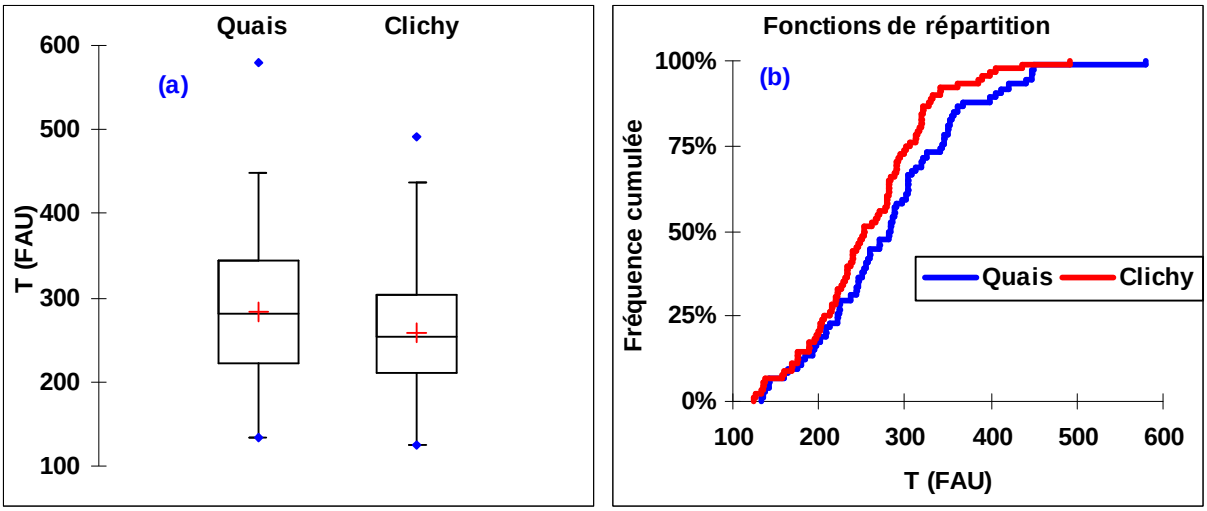


Figure 73: Concentrations (Turbidités) moyennes événementielles sur les deux bassins versants : (a) Boîtes à moustaches ; (b) : Fonctions de répartition

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

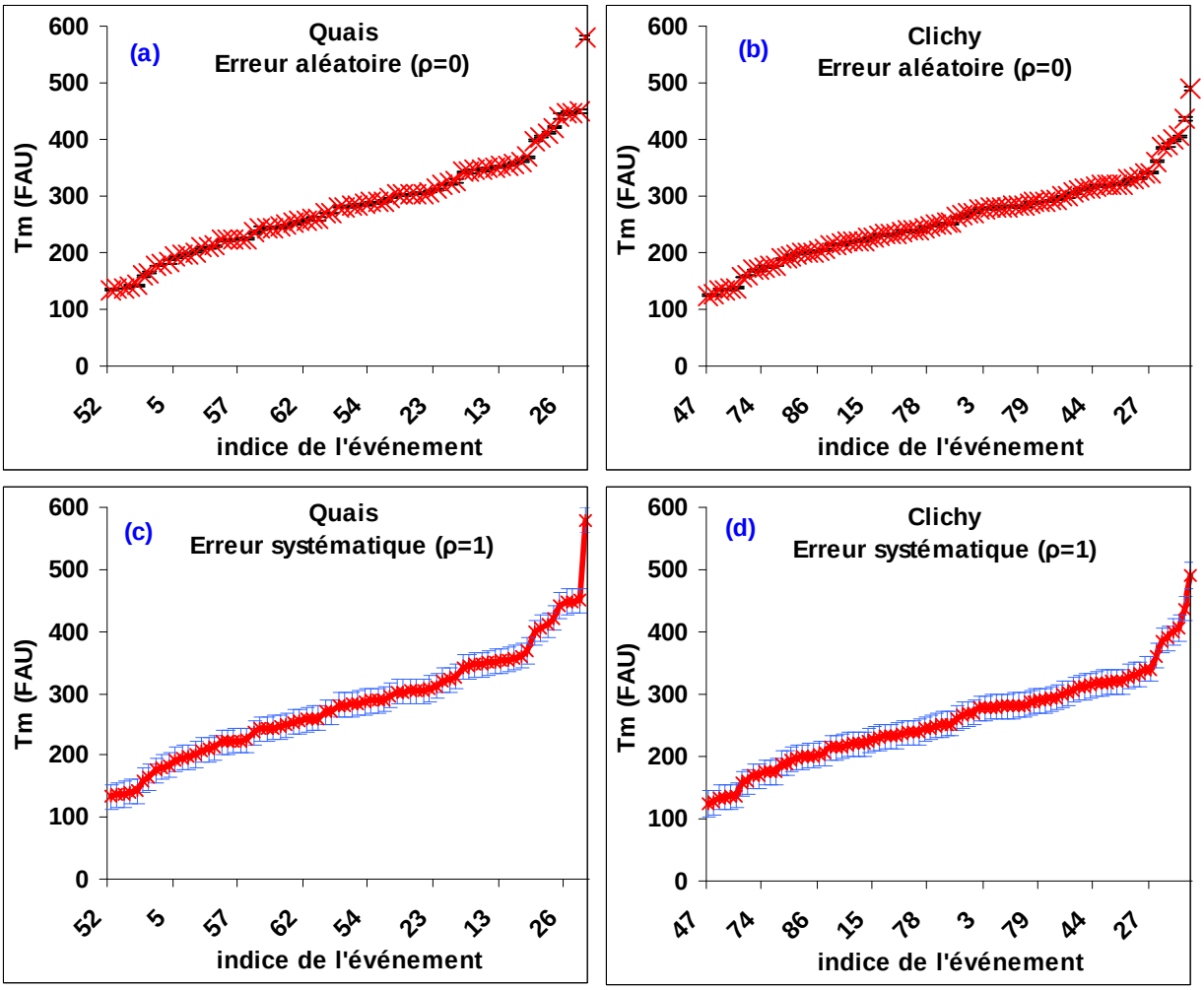


Figure 74: Incertitudes sur les valeurs événementielles de concentrations sur les deux bassins versants de Quais et Clichy, (a) & (b) : Erreur aléatoire ; (c) & (d) : Erreur systématique.

3.3.2 Comparaison inter site : événements communs

La *Figure 75* indique une forte corrélation entre les concentrations moyennes événementielles de temps de pluie sur les deux bassins versants pour les événements pluvieux communs ($r^2=0,90$). Cette valeur est plus forte que celles observées pour les masses et pour les volumes. Autrement dit, que les concentrations moyennes événementielles entre les deux sites sont liées par un modèle linéaire qui explique 90% de la variabilité de cette concentration entre les deux sites. Cette corrélation constitue un résultat particulièrement intéressant : elle montre que les concentrations moyennes événementielles lors d'un même événement pluvieux sur plusieurs sites emboîtés ne sont pas aléatoires et qu'elles doivent correspondre à des processus reproductibles dans les réseaux d'assainissement de chaque bassin versant.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La dispersion des points d'un seul coté par rapport à la première bissectrice pour les mêmes événements montre que la concentration à Clichy est souvent inférieure à celle aux Quais. Il y a 75% des événements du bassin versant des Quais qui ont une concentration plus grande ou égale à ceux du bassin versant de Clichy. Ainsi la pente de la droite de régression de ce nuage des points est inférieure à 1 (*Figure 75*). La concentration moyenne événementielle du bassin versant de Clichy est globalement significativement inférieure à celle des Quais.

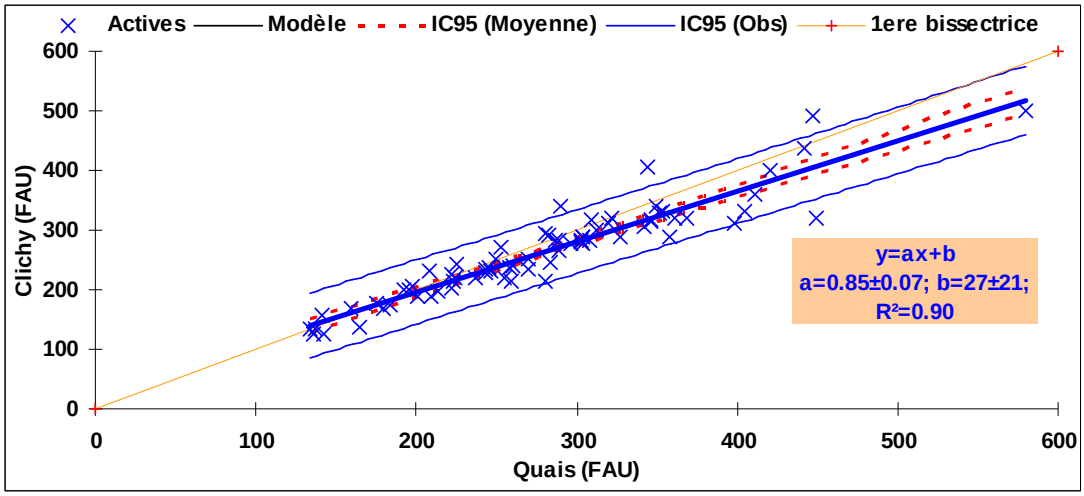


Figure 75: Comparaison des concentrations moyennes événementielles pour les événements communs sur les deux sites des Quais et du Clichy

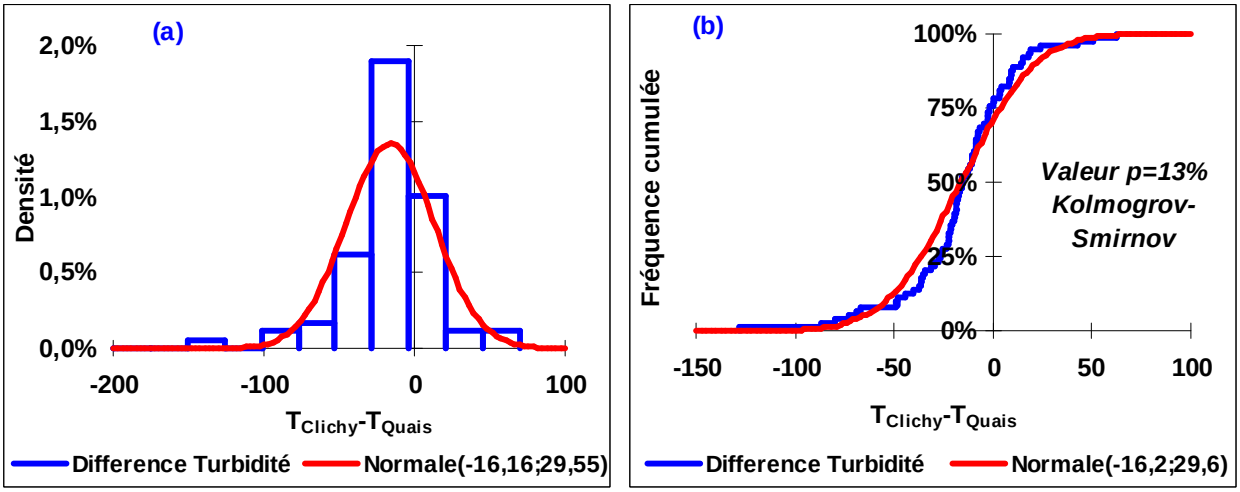


Figure 76: Distribution empirique et ajusté (densité (a) et fonction de répartition (b)) de la variable différence de concentration $Z=C_{Clichy}-C_{Quais}$

De même, le test de Wilcoxon signé rejette l'hypothèse de l'homogénéité spatiale des concentrations pour les événements pluvieux communs au seuil de 5% (*valeur p <0,0001*). La valeur du risque de seconde espèce est négligeable (*Figure 77*, mêmes hypothèses faites pour la différence des concertations des événements communs, (*Figure 76*)). Cela signifie que le

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

test a une puissance de 100%. Tandis que (Kafi-Benyahia *et al.*, 2005) n'avaient pu rejeter cette hypothèse car ils disposaient de moins de ***5 événements*** communs aux deux sites.

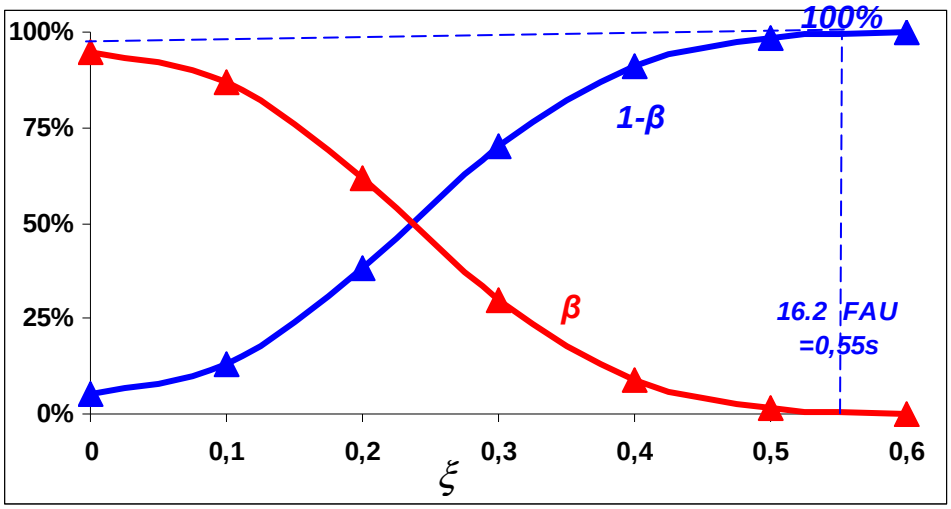


Figure 77: Courbe puissance (1-β) et courbe d'efficacité (β) pour la concentration sous l'hypothèse H_1 : $\mu = \xi \times s$

Plusieurs facteurs pourraient expliquer le rejet de l'hypothèse d'homogénéité spatiale de la turbidité moyenne entre l'amont (Quais) et l'aval (Clichy) observée par (Kafi-Benyahia *et al.*, 2005):

- ✓ Le nombre des événements communs sur les deux sites était inférieur à 5. pour tester l'effet de nombre des événements sur l'acceptation de l'hypothèse d'homogénéité spatiale des concentrations moyennes événementielles (H_0) à l'aide du test de Wilcoxon, nous avons simulé des campagnes virtuelles des *n* événements communs (sans remise) à partir des 70 événements communs sur les deux sites en faisant varier *n* (1000 fois). Pour chaque campagne simulée, nous calculons la *valeur p* du test de Wilcoxon. Nous acceptons l'hypothèse H_0 si la *valeur p* est supérieure à 5%. La *Figure 78* illustre la probabilité d'accepter l'hypothèse H_0 en fonction de nombre d'événements simulés *n*. Cette figure montre qu'avec moins de 5 événements, la probabilité d'accepter l'hypothèse H_0 est supérieure à 80%. Ceci montre que l'homogénéité spatiale observée par (Kafi-Benyahia *et al.*, 2005) est due essentiellement au faible nombre des événements pluvieux communs échantillonnés.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

- ✓ Les événements échantillonnés par (Kafi-Benyahia *et al.*, 2005) ont des concentrations inférieures à *350 mg/l* (*~350 FAU* à Paris) sur le site de Quais et ne couvre pas toute la gamme de variabilité de la concentration moyenne événementielle en MES. Pour les événements qui ont une turbidité moyenne inférieure à 350 FAU, le test de Wilcoxon signé rejette l'hypothèse de l'homogénéité des concentrations moyennes événementielles des événements communs (valeur p=1%). L'homogénéité spatiale pourrait être observée pour des concentrations inférieures à 300 FAU (valeur p=6%) (*Figure 79*). Cependant, les volumes et les masses des événements dont la concentration est > *300 FAU* ne semblent pas différents sur les deux sites (*Figure 80*).

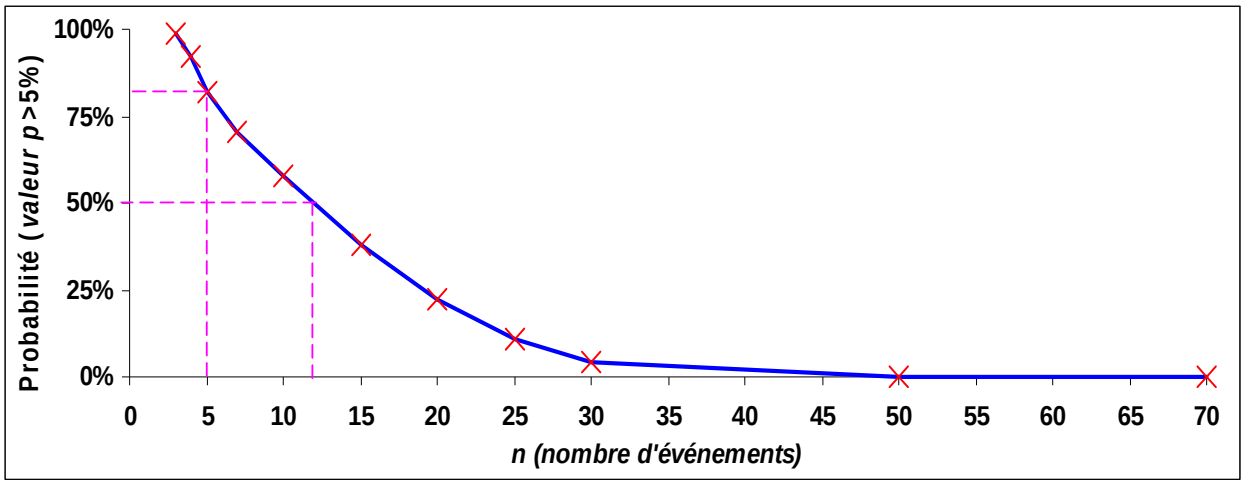


Figure 78: Probabilité d'accepter de l'hypothèse nulle en fonction du nombre d'événements *n*

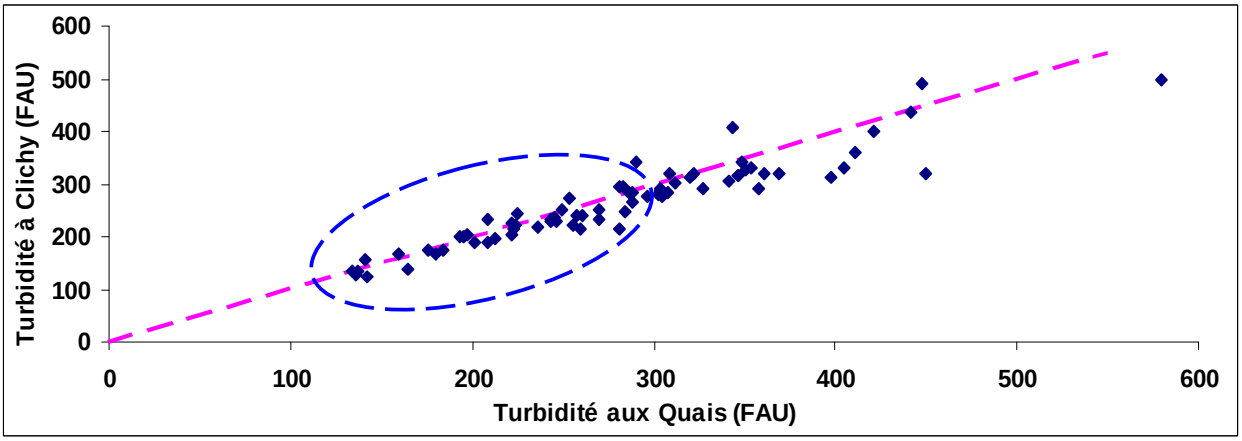


Figure 79: Groupe des événements communs où on accepte l'hypothèse d'homogénéité spatiale des concentrations pour les événements communs sur les deux sites (groupe bleu).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

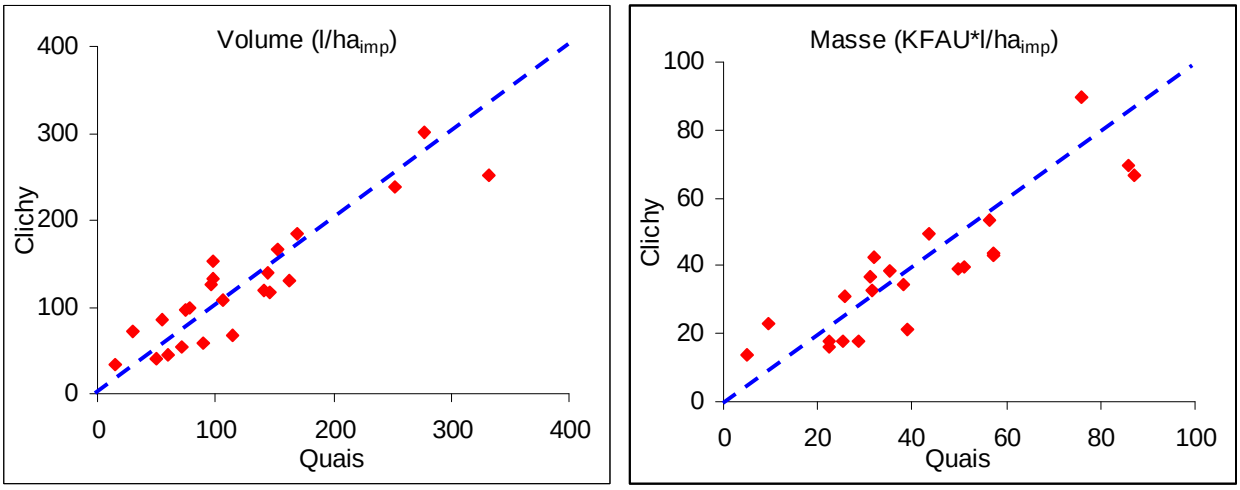


Figure 80: Comparaison des masses et des volumes moyens événementiels pour les événements communs sur les deux sites des Quais et du Clichy pour le groupe de turbidité >300 FAU à Quais

- ✓ Elle peut être due à la différence de la relation MES-Turbidité entre les deux bassins versants pour le même événement pluvieux. Mais nous n'avons pas des événements communs sur les sites de Cordon Bleu et Saint-Mihiel pour vérifier cette hypothèse. Il serait intéressant de la vérifier sur des sites emboîtés.

- ✓ Un quatrième facteur peut être lié au stock de dépôts qui se trouvent dans le réseau d'assainissement. La contribution de ce stock à la masse des MES des événements pluvieux des Quais pourrait être plus importante que celle des événements pluvieux de Clichy mais nous n'observons pas cette différence dans la masse en turbidité sur les deux sites. Pourtant (Kafi-Benyahia *et al.*, 2006a; Gasperi *et al.*, 2010) ont trouvé, avec moins de 10 événements pluvieux, que la contribution du stock de dépôts en réseau d'assainissement des Quais et de Clichy est presque la même.

Comme précédemment, si nous calculons la *valeur p* du test non apparié de Mann-Whitney pour tester l'homogénéité des concentrations des événements communs sur les deux sites nous obtenons une *valeur p=23%*. Dans ce cas nous ne rejetons pas l'homogénéité spatiale de la concentration entre les deux sites au seuil de 5%. Cela veut dire que le choix d'un test non apparié pour les événements communs biaise l'interprétation des résultats.

4 CONCLUSION

Ce chapitre a permis de caractériser la variabilité des flux et des concentrations moyens événementiels (en turbidité) observés pendant l'année 2006 sur deux bassins versants

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

emboîtés à Paris : Quais et Clichy. Il a permis de montrer que les différences intersite des volumes et des masses moyens appariés par événement et normalisés par les surfaces imperméables ne sont pas significatives.

En revanche sur un site donné on observe une forte variabilité d'un événement à un autre des productions d'eau et des particules.

Ces résultats renforcent les conclusions de (Kafi-Benyahia *et al.*, 2005) établies sur quelques événements pluvieux communs sur les mêmes sites.

En revanche l'homogénéité spatiale des concentrations moyennes événementielles pour les événements communs obtenus par (Kafi-Benyahia *et al.*, 2005) est réfutée par notre analyse. En effet, une diminution faible mais significative de la concentration a été observée entre l'amont, Quais, et l'aval, Clichy. L'homogénéité spatiale admise par (Kafi-Benyahia *et al.*, 2005) était due essentiellement au faible nombre des événements pluvieux échantillonnés (≤5).

Bien que les concentrations moyennes soient différentes entre les deux sites, leurs variations d'un événement à l'autre sont fortement corrélées. Cette corrélation est remarquable, et introduit une information nouvelle par rapport aux corrélations entre les volumes d'une part, et entre les masses d'autre part. Les variations de turbidité semblent contribuer d'une manière notable aux variations de masse. Ce point sera examiné de manière détaillée au chapitre suivant.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

CHAPITRE 7.

MODÉLISATION STATISTIQUE INTER ÉVÉNEMENTIELLES DES VOLUMES, DES MASSES ET DES CONCENTRATIONS

1 INTRODUCTION

On se propose dans ce chapitre d'étudier des modèles statistiques permettant de décrire les flux (d'eau et de solides) ou les concentrations moyennes à l'échelle de l'événement sur les sites parisiens.

Ce type de modèle permet de valoriser des données expérimentales en introduisant peu d'hypothèses et de connaissances a priori. Il est de plus utile pour caler des modèles plus déterministes, et pour identifier des variables potentiellement explicatives. Ils sont d'autant plus performants qu'ils s'appuient sur des masses importantes de données représentatives d'une grande variété de contextes. En hydrologie urbaine, les jeux de données sur la pollution des eaux sont longtemps restés assez parcimonieux, et les modèles statistiques obtenus restaient très approximatifs.

La mise en place des observatoires a rendu disponibles des bases de données de pluie, de débit et de turbidité échantillonnés à pas de temps court sur de longues périodes pour différents sites. On peut donc envisager la construction de modèles statistiques plus fiables.

Deux types de modèles ont été développés dans le cadre de cette thèse.

Le premier type de modèle est stochastique : il ne permet pas de décrire un événement particulier, mais plus globalement une distribution de variables aléatoires (masse, volume, concentration) pour une population d'événements. Il permet de caractériser globalement la production d'un bassin versant, et peut être utilisé à des fins de diagnostic ou même de dimensionnement.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Le deuxième type de modèle étudié vise à prédire les valeurs de masse et de concentration pour un événement donné à partir des valeurs de variables susceptibles d'intervenir dans les processus (essentiellement des variables descriptives de la pluviométrie associée à l'événement ainsi qu'aux événements antécédents). Il s'agit de modèles statistiques de régression qui peuvent être utilisés en prédiction, ou pour identifier des variables explicatives des flux observés.

La construction d'un modèle stochastique consistera à identifier une loi adaptée aux distributions empiriques et à estimer les paramètres de cette loi pour les sites étudiés (en l'occurrence Quais et Clichy).

Pour les modèles statistiques mono ou multivariés, nous testerons dans un premier temps l'adéquation de modèles statistiques proposés dans la littérature aux données issues des deux bassins versants parisiens. On veut évaluer le gain éventuel en pouvoir prédictif qui serait dû à la richesse des bases de données utilisées dans ce travail.

Dans un deuxième temps nous chercherons à identifier des paramètres explicatifs et des structures de modèles de corrélations spécifiquement sélectionnés à partir de nos données. Nous conclurons par une discussion sur la prédictibilité des concentrations et des flux, et sur la contribution des premières aux seconds.

2 MODÈLES DE DISTRIBUTION

2.1 Méthodologie

Des nombreuses études ont montré que la distribution des valeurs de la concentration moyenne événementielle en polluant pour un site donné suit une loi lognormale (Duncan, 1999; Smullen *et al.*, 1999; Sztruhara *et al.*, 2002; Mourad *et al.*, 2005c; Dembélé, 2010).

Nous avons donc testé l'adéquation de cette loi aux distributions empiriques observées. Nous avons aussi cherché à vérifier si une loi normale pouvait fournir une représentation acceptable. En effet ce type de loi est plus facile à manier dans une simulation de type Monte-Carlo (Bertrand-Krajewski and Chebbo, 2004; Rossi *et al.*, 2005).

Nous rappelons que si une variable aléatoire positive X suit une loi lognormale de moyenne $\overline{X}$ et d'écart-type σ_X, alors le logarithme népérien de cette variable $Y = Ln(X)$ suite une loi

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

normale, et les relations entre les paramètres des deux distributions sont : $\overline{X} = e^{\left(\mu + \sigma^2/2\right)}$ et $\sigma_X = \sqrt{\left(e^{\sigma^2} - 1\right)}\ \overline{X}$, Avec μ et σ respectivement la moyenne et l'écart type des concentrations moyennes de la loi normale obtenue après transformation logarithmique népérienne.

La médiane de la variable aléatoire X est e^{μ}. Elle est inférieure à la valeur moyenne $\overline{X}$ (*Figure 81*) et les fortes valeurs de la variable aléatoire lognormale ont moins de probabilité à se produire que celle des faibles valeurs. Par ailleurs, la loi lognormale est plus satisfaisante que la loi normale pour représenter des données positives pour des raisons physiques, car elle minorée par zéro.

Pour déterminer si une distribution de valeurs suit une loi normale ou une loi lognormale, nous avons utilisé deux tests statistiques : test de normalité de distributions et test d'ajustement d'une distribution. Le premier test a été utilisé pour tester la normalité d'une distribution est le test non-paramétrique de Shapiro-Wilk. Nous avons utilisé ce test pour tester aussi la lognormalité d'une distribution en faisant une transformation logarithmique népérienne. Le test non-paramétrique de Kolmogorov-Smirnov a été utilisé pour vérifier l'ajustement d'une loi théorique aux distributions des flux et des concentrations. Ce test est basé sur la distance maximale entre une fonction de répartition théorique (entièrement déterminée par les valeurs connues de ses paramètres) et la fonction de répartition empirique de l'échantillon.

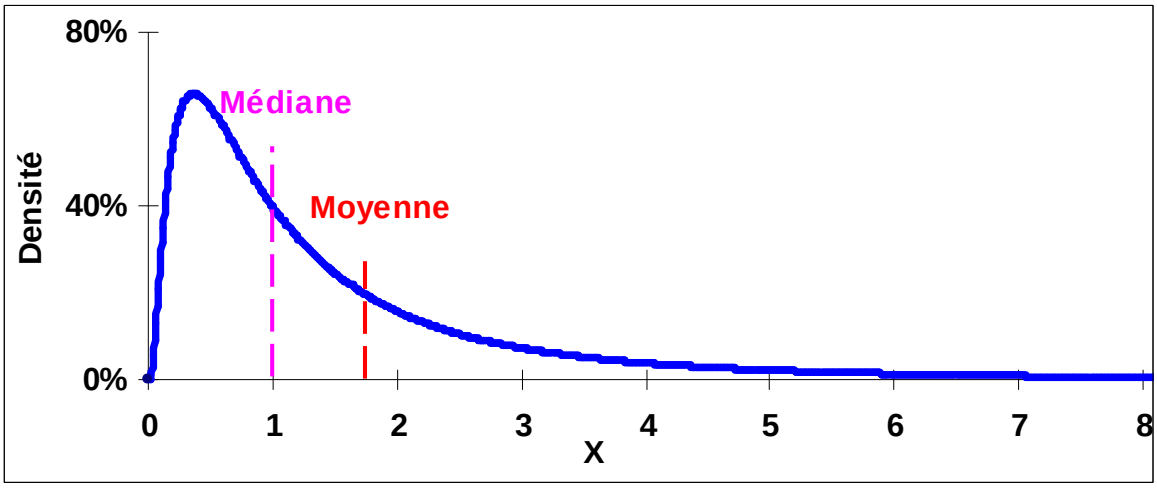


Figure 81 : Densités de probabilité pour la loi lognormale *LN* (μ=0 ; σ=1)

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Pour comparer les distributions des volumes, masses et concentrations des événements pluvieux sur les deux sites, nous avons utilisé le test de comparaison de distribution de *Kolmogorov-Smirnov* au seuil de signification de 5%. Il permet de tester si deux distributions sur les deux sites suivent la même loi (hypothèse nulle $\boldsymbol{H_0}$).

2.2 Résultats obtenus

2.2.1 Volume moyen événementiel

La forme des fonctions de répartition empiriques des volumes moyens événementiels par unité de surface active atteste que leurs distributions ne sont pas normales (*Figure 82*). Cette non-normalité a été validée par un test statistique de Shapiro-Wilk au seuil de signification de 5% (*valeur* $p < 10^{-4}$ pour les deux sites). De plus, le test de *Kolmogorov-Smirnov* montre qu'on peut valider l'hypothèse H_0 : « les deux sites ont même distribution de volume » au seuil de signification de 5% (*valeur* $p = 34\%$ >>5%).

Les distributions des valeurs du volume moyen événementiel peuvent être approximées par une loi lognormale (*Figure 82*) au seuil de signification de 5% sur les deux bassins versants (test de Kolmogorov-Smirnov et test de Shapiro-Wilk). L'ajustement d'une loi lognormale en utilisant le test d'ajustement de Kolmogorov-Smirnov montre que les paramètres ajustés sont très proches des paramètres empiriques. Le *Tableau 21* synthétise les caractéristiques statistiques des ces distributions. Les valeurs sont normalisées par la surface active pour les deux bassins versants. Ce tableau montre que les moyennes et les écart-types ajustés de deux distributions s'avèrent assez voisins entre les deux bassins versants, avec une production un peu plus forte à Clichy qu'à Quais.

Tableau 21 : moyennes et écart-types, empiriques et ajustés sur une loi lognormale, des distributions de valeurs de masses moyennes par surface active. Les deux dernières colonnes montrent les *valeurs p* pour les deux tests Kolmogorov-Smirnov (KS) et Shapiro-Wilk (SW).

	Valeurs empiriques		Valeurs ajustées				Valeurs p	
m^3/ha_{imp}	moyenne	Ecart-type	μ	σ	$\overline{X}$	σ_X	KS	SW
Quais	*127*	*90*	*4,640*	*0,657*	*129*	*94*	*84%*	*51%*
Clichy	*140*	*99*	*4,687*	*0,680*	*137*	*105*	*68%*	*38%*

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

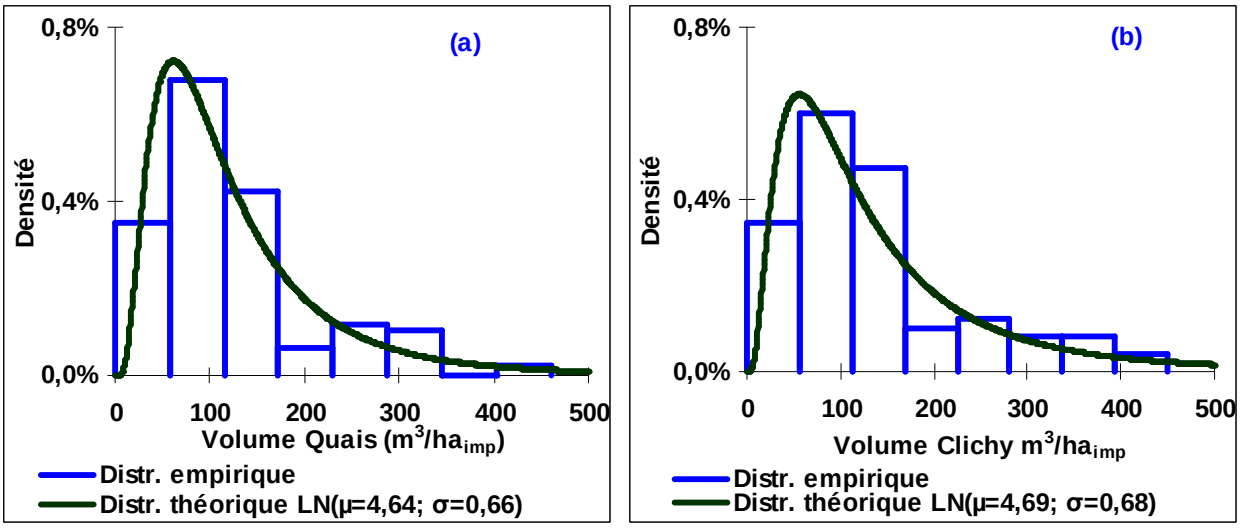


Figure 82 : Distributions théorique et empirique du volume par hectare imperméabilisé sur les deux sites ((a) Quais ; (b) Clichy)

2.2.2 Masse moyenne événementielle

Comme pour les volumes, la forme des distributions des masses moyennes événementielles par surface active atteste que ces masses ne sont pas normalement distribuées. Le test de Shapiro-Wilk valide cette observation au seuil de signification de 5% (*valeur p* $<10^{-4}$ pour les deux sites). De plus, le test de *Kolmogorov-Smirnov* montre qu'on peut valider l'hypothèse H_0 : « les deux sites ont même distribution de masse» au seuil de signification de 5% (*valeur p = 67%* >>5%).

Sur les deux bassins versants, les résultats montrent que la masse moyenne événementielle est distribuée suivant une loi lognormale (*Figure 83*). Le test statistique accepte cette hypothèse au seuil de signification de 5%. Le *Tableau 22* synthétise les caractéristiques statistiques des ces distributions. Ce tableau montre que les paramètres ajustés de deux distributions s'avèrent assez voisins entre les deux bassins versants.

Tableau 22 : moyennes et écart-types, empiriques et ajustés sur une loi lognormale, des distributions de valeurs de masses moyennes par surface active. Les deux dernières colonnes montrent les valeurs p pour les deux tests Kolmogorov-Smirnov (KS) et Shapiro-Wilk (SW).

	Valeurs empiriques		Valeurs ajustées				Valeurs p	
KFAU m³/ha$_{imp}$*	Moyenne	Ecart-Type	μ	σ	$\overline{X}$	σ_X	KS	SW
Quais	*36*	*27*	*3,298*	*0,732*	*35*	*30*	90%	40%
Clichy	*34*	*24*	*3,275*	*0,715*	*34*	*28*	78%	56%

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

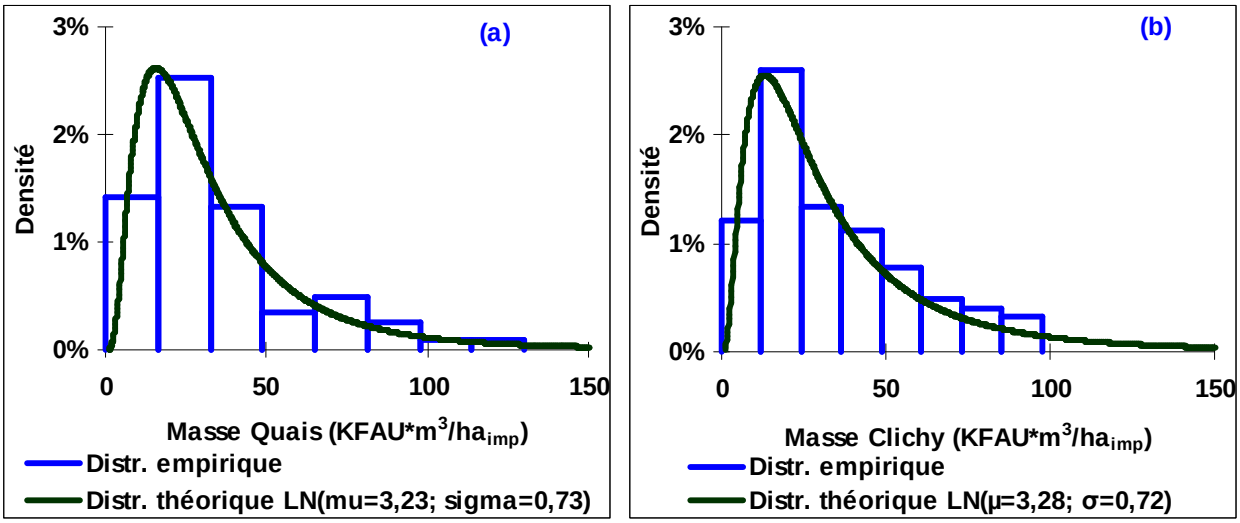


Figure 83 : Distributions théorique et empirique de la masse par hectare imperméabilisé sur les deux sites ((a) Quais ; (b) Clichy)

La distribution observée de masses moyennes événementielles par (Métadier, 2011) sur le site d'Ecully (bassin versant résidentiel drainé par un réseau unitaire, *cf. partie II*) est également proche d'une distribution lognormale. Les paramètres de cette distributions (estimés à partir de moyenne et coefficient de variation donné par (Métadier, 2011)) sont $\overline{X} = 17\ Kg / ha_{imp}$ et l'écart-type *33 Kg/ha*$_{imp}$ $(\mu = 2.13; \sigma = 1.21)$. La moyenne de cette distribution est inférieure à celle obtenue sur Quais et Clichy (*1FAU~1mg/l*) mais la dispersion de la masse autour de la moyenne est supérieur à celle à Quais et Clichy.

2.2.3 Concentration moyenne événementielle

Les résultats de calage montrent que les distributions de la concentration moyenne événementielle peuvent être approchées soit par une loi normale ou par une loi lognormale (*Figure 84*) au seuil de signification de 5%. L'ajustement d'une loi lognormale paraît être un peu plus adapté que celui d'une loi normale car les *valeurs p* de tests statistiques sont légèrement plus grandes dans le cas d'une loi lognormale (*Tableau 23*). De plus les distributions normales ajustées induisent des concentrations négatives (*Figure 84*). Les caractéristiques de distributions, moyennes et écart-types, ainsi que les *valeurs p* des tests statistiques sont récapitulées pour chacun de deux sites dans le *Tableau 23*.

De plus, le test de *Kolmogorov-Smirnov* montre qu'on peut valider l'hypothèse H_0 : « les deux sites ont même distribution de concentration» au seuil de signification de 5% (*valeur p = 67%*

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

>>5%). Ce résultat semble en contradiction avec les conclusions du chapitre précédent. Il est dû au fait que les distributions sont comparées globalement, sans apparier les événements. Les tests appliqués sont donc moins puissants que dans le chapitre précédents, mais ils sont mieux adaptés aux objectifs de ce chapitre : ils permettent de comparer globalement des modèles, sur la base de leurs moyennes et de leur écart-type.

Tableau 23 : moyennes et écart-types, empiriques et ajustés sur des lois normales et lognormales, des distributions de valeurs des concertations moyennes événementielles. Les deux dernières colonnes montrent les valeurs p pour les deux tests Kolmogorov-Smirnov (KS) et Shapiro-Wilk (SW).

		Valeurs empiriques		Valeurs ajustées				Valeurs p	
FAU		moyenne	Ecart-type	μ	σ	$\overline{X}$	σ_X	*KS*	*SW*
Loi normale	Quais	*283*	*87*			*283*	*87*	*68%*	*8%*
	Clichy	*259*	*73*			*259*	*73*	*80%*	*13%*
Loi log normale	Quais	*283*	*87*	*5,596*	*0,308*	*283*	*89*	*73%*	*34%*
	Clichy	*259*	*73*	*5,515*	*0,290*	*259*	*76*	*84%*	*18%*

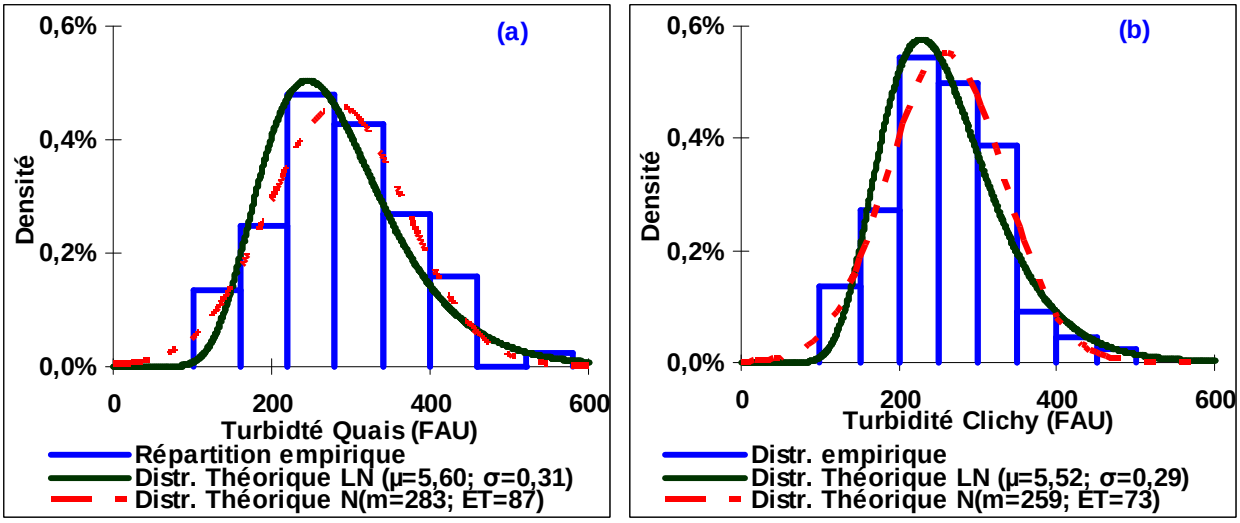


Figure 84 : Distributions théorique et empirique de la concentration moyenne événementielle sur les deux sites

Sur le site d'Ecully, (Métadier, 2011; Métadier and Bertrand-Krajewski, 2011) ont observé une distribution de la concentration moyenne événementielle plus étalées vers les grandes valeurs et présentant plusieurs modes (approximativement *120, 250 et 550 mg/l*) (*Figure 85*). Ils ont expliqué cette observation par la part du temps sec prise en compte dans les concentrations, qui varie suivant les dates des évènements au cours de l'année et leurs heures dans la journée.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

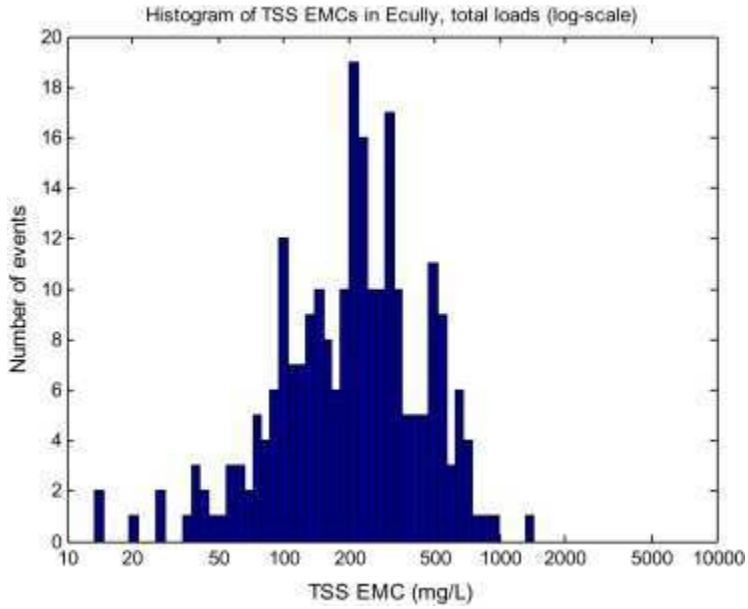


Figure 85 : Histogramme de la concentration moyenne événementielle en MES à Ecully, échelle logarithmique (Métadier and Bertrand-Krajewski, 2011)

En utilisant les mêmes données fournies par l'OTHU (à Ecully), le test de Kolmogorov-Smirnov accepte l'hypothèse de lognormalité de cette distribution au seuil de 5% (*valeur p=18%*). La moyenne μ de cette distribution vaut *5.30* et elle est légèrement inférieure à celle obtenue sur Quais et Clichy (si on suppose que *1mg/l~1FAU)*. Son écart-type de 0.78 est sensiblement plus élevé qu'à Quai et Clichy ($\sigma \sim 0.3$). La concentration moyenne événementielle estimée est *270 mg/l* et elle est comprise entre les concentrations moyennes des Quais et Clichy. L'observation des trois modes (Métadier and Bertrand-Krajewski, 2011) est beaucoup moins nette sur la *Figure* 86 du fait de l'échelle logarithmique et du nombre des classes utilisé pour tracer l'histogramme. En effet, la détermination du nombre de classes d'un histogramme est délicate et il n'existe pas de règle absolue. (Sturges, 1926) propose comme limite maximale du nombre de classes $\left[1+\log_2(n)\right]$ pour un échantillon de taille n où $[.]$ désigne la partie entière. Il existe aussi la formule de la racine carrée du nombre d'observations $\left[\sqrt{n}\right]$. Ainsi, pour 239 événements pluvieux à Ecully, il ne faudrait pas construire d'histogrammes de plus de 9 classes selon (Sturges, 1926) ou 15 classes selon la formule de la racine carré.

(Mourad, 2005) a observé une distribution lognormale de la concentration moyenne événementielle en MES des événements pluvieux échantillonnés sur le Marais. La valeur

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

moyenne et l'écart-type de la distribution sont $\left(\overline{X} = 233mg/l; \sigma_X = 110mg/l\right)$, à partir de ces valeurs, nous estimons les paramètres : moyenne $\mu = 5.35$ et écart-type $\sigma = 0.45$. Ces valeurs sont très proches de celles obtenues à Quais et à Clichy.

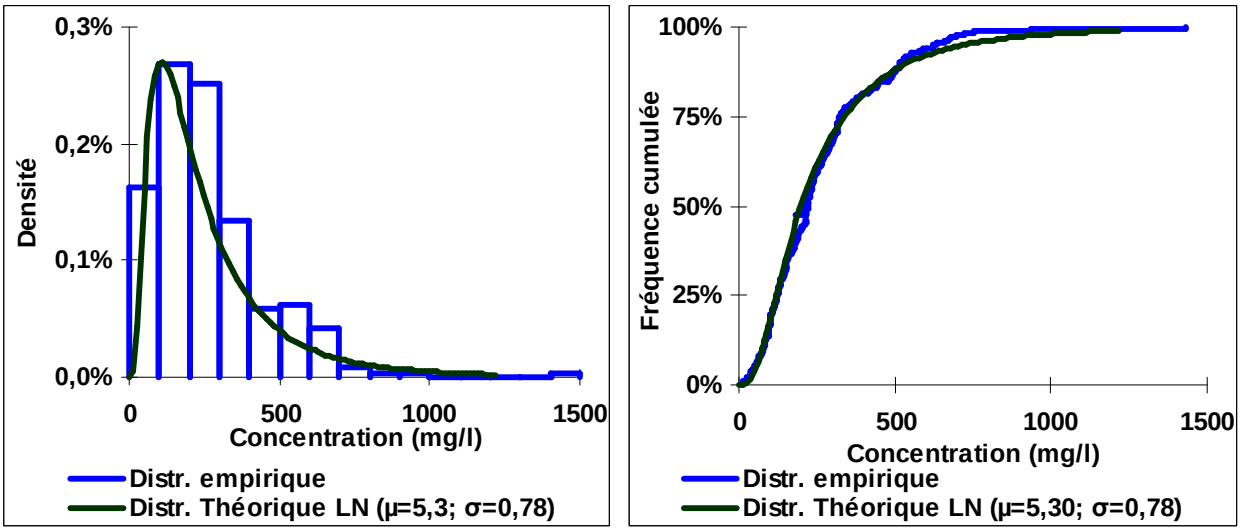


Figure 86 : Distribution et fonctions de répartition théorique et empirique de la concentration moyenne événementielle à Ecully

(Sztruhara *et al.*, 2002) ont observé une distribution lognormale de la concentration moyenne événementielle en MES pour 8 événements pluvieux avec une valeur moyenne de *430 mg/l* supérieure à celles obtenues sur Quais et Clichy.

En conclusion, le fait que les distributions des valeurs de flux et de concentrations moyens événementiels puissent être décrites par une loi lognormale confirme les résultats antérieurs trouvés par d'autres recherches. Mais les paramètres des ces distributions varie bien sûr en fonction des sites. Notons au passage que la moyenne et l'écart-type « ordinaires » permettent de caractériser la distribution des observations et de déduire les paramètres des lois lognormales correspondantes. Une fois ajustés sur des résultats expérimentaux, ces paramètres constituent un résumé des observations qui peut être utilisé à des fins de diagnostic (hiérarchisation de bassins versants sur la base de masses annuelles produites) ou même de dimensionnement par simulation de type Monte Carlo. A noter que la concentration moyenne événementielle et le volume moyen événementiel sont non corrélés sur les deux sites $\left(\rho_{V;C} = -0.1\right)$, donc nous pouvons reproduire facilement la distribution des masses à

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

partir de ces deux distributions de volume et de la concentration. Tandis que, il faudrait tenir compte de la corrélation Masse-Volume dans ces simulations $\left(\rho_{V;M} = 0.85\right)$.

3 MODÈLES ÉVÉNEMENTIELS MULTIVARIES

3.1 Méthodologie

Depuis une quarantaine d'années, un grand nombre de modèles de la qualité des rejets urbains de temps de pluie ont été proposés. Parmi ces modèles, les modèles statistiques événementiels permettent de prévoir la variable à modéliser *Y* définie à l'échelle d'un événement (masse ou concentration moyenne) en fonction d'un jeu des n_v variables « explicatives » $X_{i(1\le i\le n_v)}$, tel que, les caractéristiques générales de la pluie, les variables de l'écoulement. Ces modèles ne sont pas réellement explicatifs mais ils reproduisent les flux ou les concentrations utilisés pour leur calage et leur validation (Bertrand-Krajewski, 2007). Autrement dit, un modèle de régression ne constitue qu'une description statistique des données et non pas une description physique de la dynamique des phénomènes qui sont à l'origine de ces flux ou de ces concentrations. Les résultats obtenus dépendent fortement des observations expérimentales.

Plusieurs modèles ont été appliqués à l'échelle de l'événement pour prédire des masses et des concentrations pour différents types de polluants observés à l'exutoire d'un bassin versant (Servat, 1984; Driver and Tasker, 1990; Saget, 1994; Dembele *et al.*, 2010; Dembele *et al.*, 2011; Métadier, 2011; Sun and Bertrand-Krajewski, 2012). Les modèles de multi-régression linéaire ou de type multiplicatifs sont les plus utilisés :

$$\tilde{Y} = f\left(X_{i(1\le i\le n_v)}\right) = \beta_0 + \sum_{i=1}^{i=n_v} \beta_i X_i \text{ (modèle multi-régression linéaire)}$$

$$\tilde{Y} = f\left(X_{i(1\le i\le n_v)}\right) = \beta_0 \prod_{i=1}^{i=n_v} X_i^{\beta_i} \text{ (modèle de type multiplicatif)}$$

Où $\tilde{Y}$ est la valeur estimée de la vraie valeur *Y* mesurée.

Le modèle multi-régression multiplicatif se transforme en un modèle de type multi-régression linéaire après une transformation logarithmique :

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

$$Ln\left(\tilde{Y}\right) = Ln\left(\beta_0\right) + \sum_{i=1}^{i=n_v} \beta_i Ln\left(X_i\right)$$

L'intérêt d'adopter ce type modèle tient au fait que la transformation logarithmique donne moins de poids aux grandes valeurs lors du calage (Driver and Tasker, 1990).

Le choix des variables explicatives X_i pour ces modèles peut être fait manuellement (Dembele *et al.*, 2011) ou avec des méthodes de choix automatiques, de type pas à pas (Stepwise) (Saget *et al.*, 1998) ou semi automatiques (Métadier, 2011).

Une analyse détaillée et récente de l'approche multi-régression et des méthodes de calage et de validation des modèles est proposée par (Dembélé, 2010) et (Métadier, 2011).

3.1.1 Modèles sélectionnés dans la bibliographie

L'objectif est de comparer différentes structures de modèle et de vérifier leur transposabilité d'un site à l'autre. On veut de plus savoir si le pouvoir prédictif de ces modèles peut être amélioré en utilisant des jeux de données de calage plus riches que celles qui étaient disponibles pour leur construction.

(Dembélé, 2010) a testé plusieurs modèles statistiques dans le cadre de sa thèse sur la modélisation de flux événementiels des matières en suspension, de la demande chimique en oxygène et des polluants prioritaires des rejets urbains de temps de pluie pour des événements pluvieux échantillonnés par prélèvement. (Métadier, 2011) a étudié ces modèles en utilisant des données de mesure en continu de la turbidité en réseau d'assainissement unitaire d'Ecully et pluvial de Chassieu à Lyon. (Métadier, 2011) a observé que la performance des modèles de flux est meilleure que celle des modèles de concentrations.

Deux autres modèles ont été testés aussi en utilisant notre base de données (M3 et M4, *Tableau 24*). Ils ont été déjà étudiés par (Mourad *et al.*, 2005a) pour évaluer leur sensibilité aux données expérimentales. Le premier est un modèle proposé dans le logiciel CANOE, et le deuxième est modèle proposé par (Driver and Tasker, 1990) sur 99 sites aux États Unis. Ces modèles ont été aussi testé par (Dembélé, 2010) et (Métadier, 2011).

Les modèles retenus pour les tester sur notre base de données parisienne sont récapitulés dans le *Tableau 24*.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Tableau 24 : Formulations des modèles des concentrations moyennes événementielles C et de masse moyenne événementielle M retenus pour le caler et le valider à partir de nos données.

***b_i* : paramètres des modèles ; I_{moy} et I_{max5} les intensités moyenne et maximale sur 5 min de la pluie en *mm/h*; D_p : durée de la pluie en heures; H_p : hauteur de la pluie en *mm* ; *DTS* : durée antérieure de temps sec en jours. (*) Le modèle a été modifié pour supprimer la variable de la surface active du bassin versant.**

Modèle	Référence	Formule	Site
M1	(Dembélé, 2010)	$C = b_0 + \frac{b_1}{I_{moy}} + \frac{b_2}{I_{max5}} + \frac{b_3}{D_p}$	Ecully
M2	(Dembélé *et al.*, 2009; Métadier, 2011)	$C = b_0 \times \left(\frac{DTS}{H_p}\right)^{b1} \times D_p^{b2}$	Marais Ecully
M3	(CANOE, 1999)	$C = b_0 \times DTS^{b_1} \times H_p^{b_2} \times I_{max5}^{b_3}$	-
M4	(Driver and Tasker, 1990)	$M = b_0 \times H_p^{b_1} \times D_p^{b_2}$ $C = M/V_p = b_0 \times H_p^{b_1} \times D_p^{b_2} \times V_p^{-1}$ (*)	-

3.1.2 Modèles construits spécifiquement

Nous avons aussi cherché d'autres modèles de masse et de concentration de type multi-régression linéaire et multiplicatif, en sélectionnant des variables explicatives par une méthode de sélection pas à pas (Stepwise) à partir des variables citées ci-dessous. Nous appelons ces modèles « Modèles locaux ». Les variables explicatives choisies sont :

- Les variables de la pluie
  - I_{moy} et I_{max5} : les intensités moyenne et maximale sur 5 min de la pluie en *mm/h*;
  - D_p : durée de la pluie en heures (*h*);
  - H_p : hauteur de la pluie en *mm* ;
  - *DTS* : durée antérieure de temps sec en jours (*j*) ;
- Les variables de l'écoulement :
  - Q_{max} et Q_{moy} : débit maximum et moyen de l'événement pluvieux en m^3/s ;

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

- V_p : volume de l'événement pluvieux en m^3.

Dans la méthode Stepwise, nous fixons le nombre de variables n_v *a priori* avec un nombre maximum de 4 variables. Le nombre de paramètres du modèle sera (n_v+1).

3.1.3 Calage des modèles

Le calage de ces modèles a été fait par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (*MCO*) en faisant des transformations, logarithmiques ($Z_i = Ln(X_i)$, exemple modèles *M2*, *M3*, *M4*) ou inverses ($Z_i = \frac{1}{X_i}$, exemple : Modèle M1), pour mettre les modèles sous une forme linéaire. Le critère de performance choisi est la somme des carrés des écarts (*SCE*) entre la valeur observée et la valeur estimé par le modèle.

$$SCE = \sum_{j=1}^{n_c}\left(Y_j - \tilde{Y}_j\right)^2 = \sum_{j=1}^{n_c}\left(Y_j - f\left(X_{i(1\le i\le n_v)}{}^{(j)}\right)\right)^2$$

Afin de comparer avec les résultats trouvés sur les autres sites, nous avons calculé, pour chacun des modèles, le critère de Nash-Sutcliffe défini par :

$$Nash = 1 - \frac{\sum_{j=1}^{n_c}\left(Y_j - \tilde{Y}_j\right)^2}{\sum_{j=1}^{n_c}\left(Y_j - \overline{Y}\right)^2}$$

Avec Y_j et $\tilde{Y}_j$ respectivement l'observation j et sa simulation par le modèle et $\overline{Y}$ la moyenne des n_c observations.

Ce critère sera utilisé pour juger la performance du modèle pour le calage. (*cf. chapitre 5* pour l'interprétation du coefficient de Nash). Pour un modèle linéaire le coefficient de Nash correspond au coefficient de détermination R^2 du modèle linéaire des *MCO*.

Dans un premier temps nous utilisons toute la base de données pour faire le calage. Ensuite, si un modèle nous paraît bien calé, on procède à valider ce modèle. Le critère de Nash-Sutcliffe sera aussi utilisé comme critère de la validation de modèles.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.2 Résultats

3.2.1 Test des modèles antérieurs M1 à M4

Le *Tableau 25* donne les valeurs du critère de Nash-Sutcliffe obtenus pour chacun des modèles retenus M1 à M4 calé sur la totalité des données de l'année 2006 de deux bassins versants parisiens Quais et Clichy. Les *Figure 87 et Figure 88* représentent les valeurs simulées en fonction des valeurs observées pour les 4 modèles, respectivement pour les sites Quais et Clichy. Le coefficient de Nash des modèles M1 à M3 montre que ces modèles ont une très faible performance pour estimer la concentration en MES à partir des caractéristiques générales de la pluie et ils ne sont pas adaptés aux sites des Quais et du Clichy, alors même qu'ils n'ont été testé qu'en calage, sans validation. Pourtant, la performance obtenue en calage par le modèle M4 est meilleure que celle des autres modèles. Mais cette performance reste faible pour valider ce modèle.

Contrairement à nos résultats, des performances globales satisfaisantes sont obtenues par (Dembélé, 2010) pour le modèle M1 évalué pour les concentrations moyennes événementielles en MES à Ecully. Le coefficient de Nash était *0,85* avec dix événements contre *0,04* et *0,10* aux Quais et Clichy.

Les deux modèles M2 et M3, ont donné des performances globales satisfaisantes avec quelques événements pluvieux échantillonnés sur le site du Marais à Paris (Mourad *et al.*, 2005a) et sur le site d'Ecully à Lyon (Dembele *et al.*, 2010).

Tableau 25 : Critères de Nash-Sutcliffe pour les 4 modèles M1 à M4 : calage sur la totalité des données de l'année 2006 sur les deux bassins versants des Quais et Clichy

Site	Modèle	Variable expliquée	Nash
Quais	M1	Concentration	0,04
	M2	Concentration	0,09
	M3	Concentration	0,14
	M4	Masse	0,53
Clichy	M1	Concentration	0,10
	M2	Concentration	0,11
	M3	Concentration	0,20
	M4	Masse	0,57

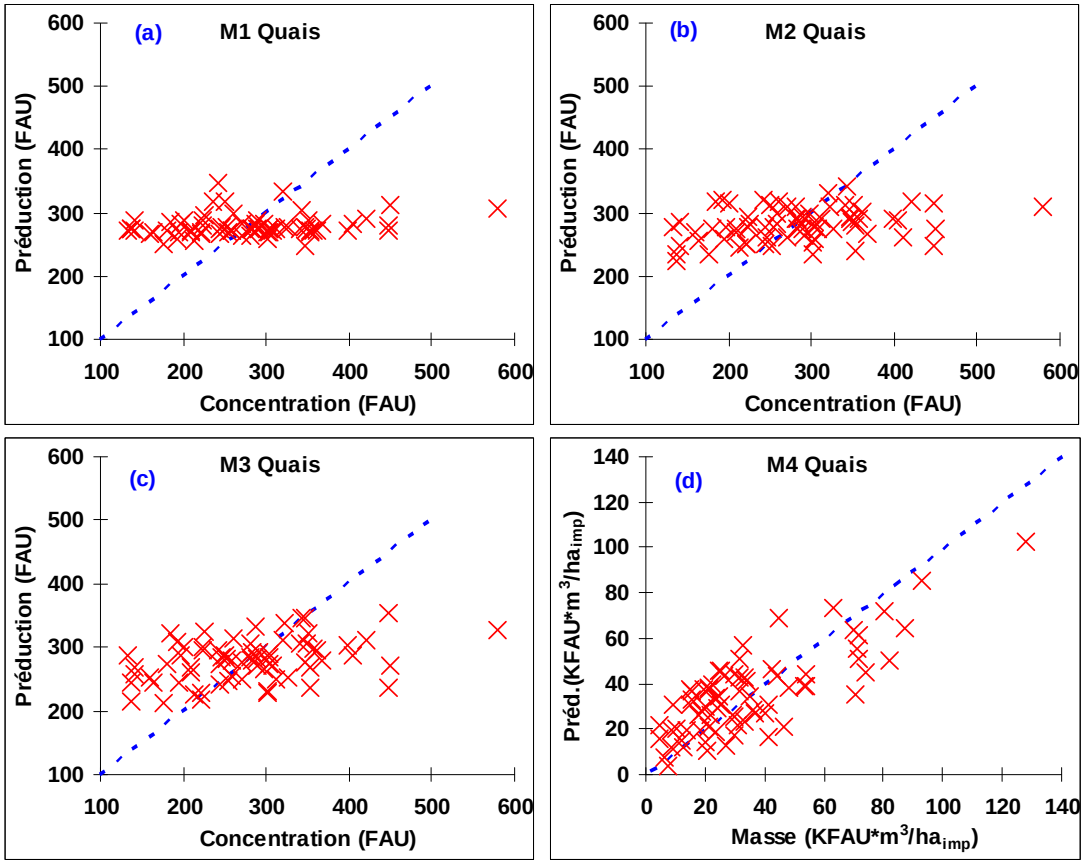


Figure 87 : Résultats pour les 4 modèles M1 à M4 ; calage sur la totalité des données par la méthode MCO site des Quais

Les résultats pour les modèles M1, M2 et M3 sur les deux sites confirment la difficulté de transposer les anciens modèles de la concentration moyenne événementielle qui ont été construits à partir des quelques événements pluvieux.

Par contre, si nous calculons la masse moyenne événementielle à partir de la concentration prédite par le modèle M1 $\left(M = C \times V = \left(b_0 + \frac{b_1}{\mathrm{I}_{moy}} + \frac{b_2}{\mathrm{I}_{\max 5}} + \frac{b_3}{D_p} \right) \times V \right)$, nous obtenons un coefficient de Nash de *0,69* au site des Quais et *0,77* au site de Clichy.

Le modèle M4 a reproduit les masses événementielles avec un critère de Nash de *0,53* aux Quais et *0,57* à Clichy. Mais la reproduction de la masse ne signifie pas qu'on peut reproduire la concentration moyenne événementielle si on connait le volume moyen événementiel du même événement. En effet, si nous comparons les concentrations moyennes événementielles obtenues par le modèle M4 en divisant la masse moyenne événementielle au volume de

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

l'événement $\left(C = M/V = b_0 \times H_p^{\,b_1} \times D_p^{\,b_2} \times V^{-1}\right)$, nous obtenons des critères de Nash négatifs, donc une mauvaise performance du modèle sur les deux sites (*Figure 89*).

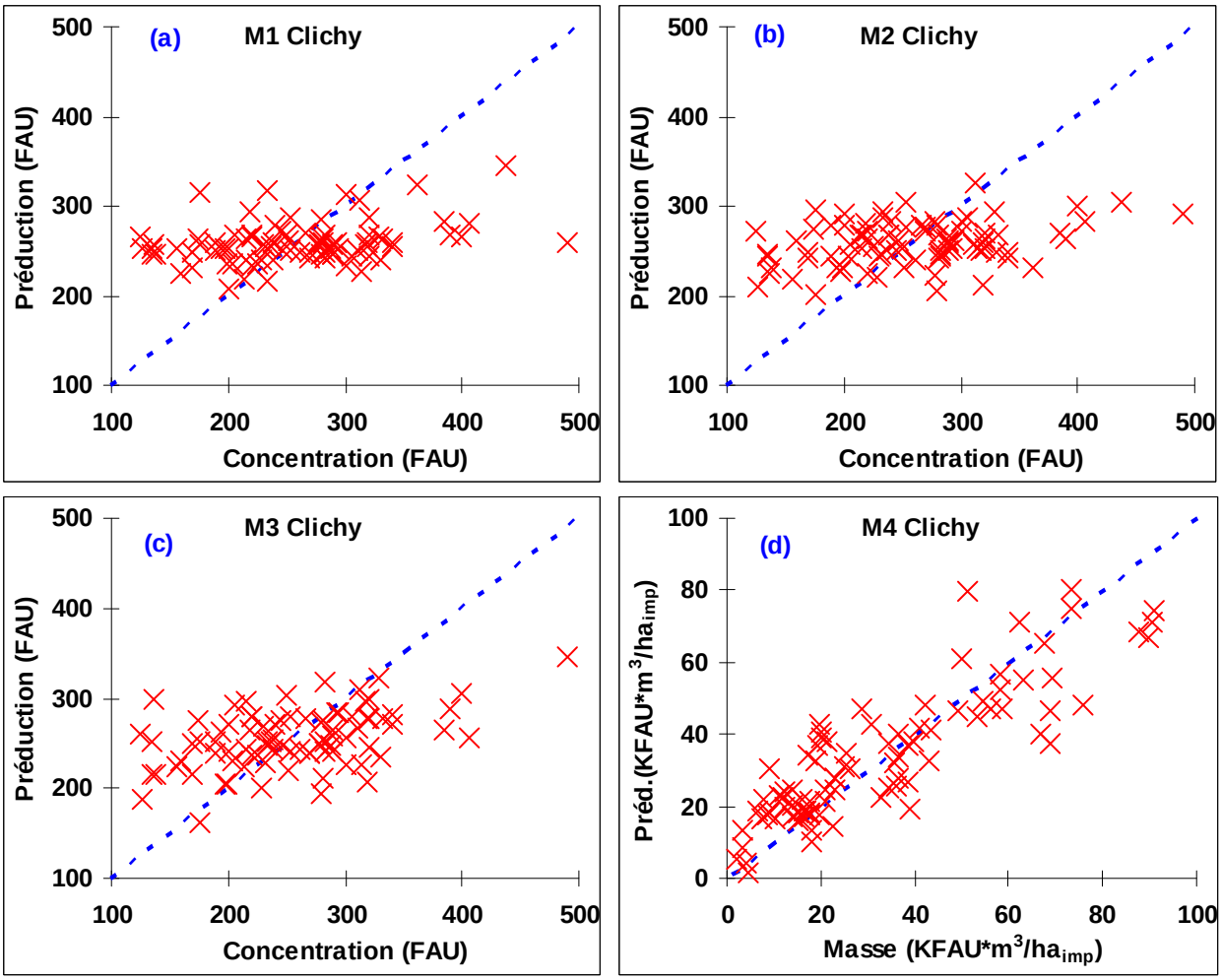


Figure 88 : Résultats pour les 4 modèles M1 à M4 ; calage sur la totalité des données par la méthode MCO site des Clichy

Ces résultats montrent que la performance des modèles de masses moyennes événementielles est meilleure que ceux des concentrations moyennes événementielles car le poids du volume joue un rôle sur cette performance. Autrement dit, cette performance est due à la forte corrélation entre le volume moyen événementiel, ou entre les variables qui expliquent ce volume tel que la hauteur de la pluie et sa durée, et la masse moyenne événementielle (*Figure 90*). Ces deux variables, H_P et D_p, sont les variables explicatives du modèle M4 de (Driver and Tasker, 1990). Ces résultats confirment les résultats obtenus par (Métadier, 2011) où les meilleurs résultats obtenus pour les modèles linéaires ou logarithmiques des masses

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

moyennes événementielles construits sur le site d'Ecully à Lyon : le volume moyen événementiel est une variable explicative de ces modèles.

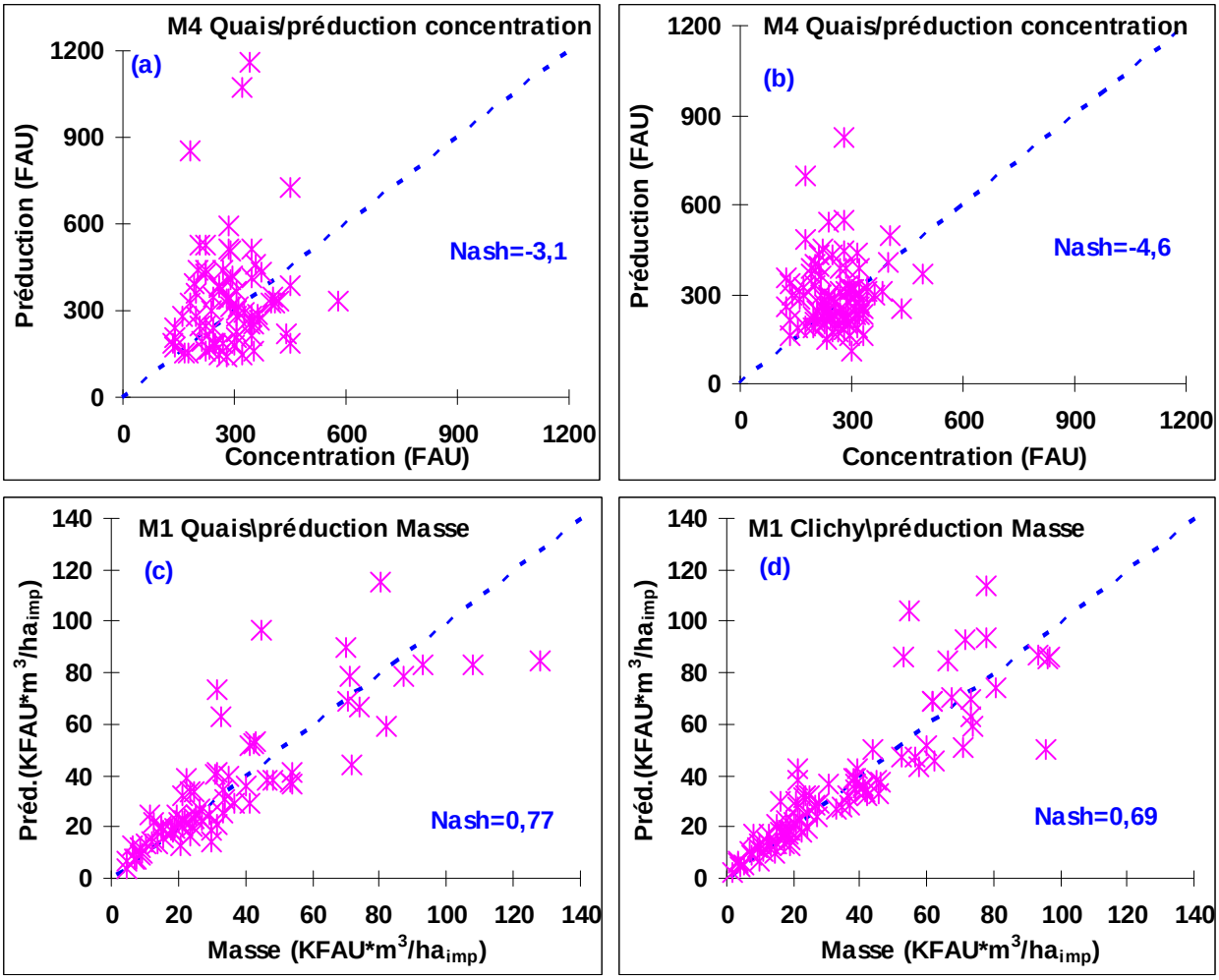


Figure 89 : (a) & (b) : Résultats de prédictions des concentrations moyennes événementielles à partir du modèles M4 aux sites de Quais et de Clichy ; (c) & (d) : Résultats de prédictions des masses moyennes événementielles à partir du modèles M1 aux sites de Quais et de Clichy

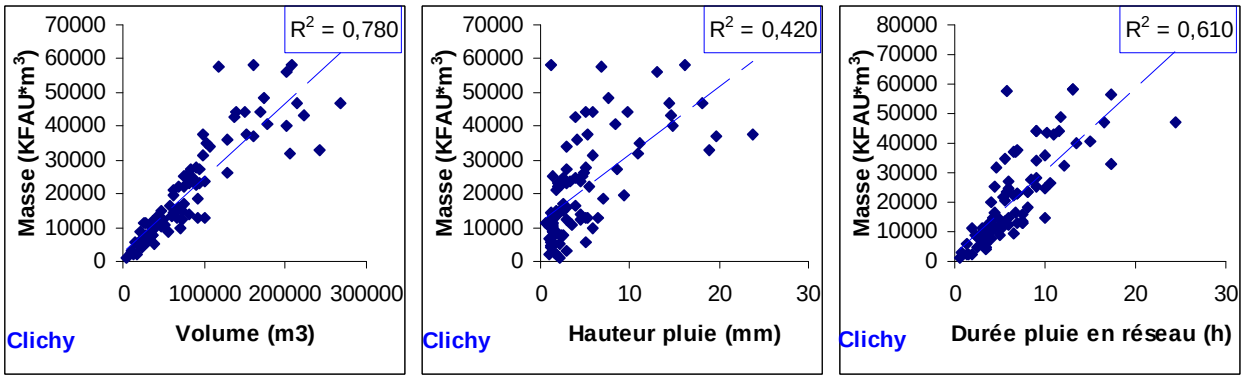


Figure 90 : Masse moyenne événementielle à Clichy en fonction du volume total de l'événement et des variables (H_p, D_p) qui contrôlent ce volume

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Du fait que ces modèles ont un faible pouvoir prédictif avec toute la base de données, il est inutile de les valider.

3.2.2 Modèles par sélection automatique (pas à pas)

Dans ce paragraphe, nous essayons de chercher de modèles qui donnent la meilleure performance pour estimer la concentration et la masse moyennes événementielles en utilisant la méthode de sélection automatique parmi les variables explicatives citées dans le paragraphe *§3.1.2* (p.204). Les modèles testés sont de type multi-régression linéaire et multiplicatif ou linéaire sur le logarithme des variables.

Les résultats obtenus pour les deux sites, pour chacune des variables expliquées (Masse moyenne événementielle et concentration moyenne événementielle) et pour les deux types de modèles calés (multi-régression linéaire et multi-régression multiplicative), sont présentés dans le *Tableau 26*.

Les performances obtenues sur les deux sites pour les deux types de modèles et pour les deux variables sont comparables. Pour les modèles de masse, le coefficient de Nash est plus grand que *0,72* sur les deux sites. Par contre, pour les modèles de concentration, le maximum de ce coefficient est *0,33*.

Les variables hydrauliques volume d'eaux pluviales et durée de la pluie, puis hauteur de pluie sont sélectionnées dans les modèles de masses pour les deux types de modèles. Cette observation est cohérente avec les résultats obtenus dans le paragraphe précédent. Elle montre que le volume moyen événementiel est la variable qui contrôle la masse moyenne événementielle. De plus, la prise en compte des autres variables, en notamment de la durée de temps sec, ne permet pas une amélioration significative dans le coefficient de Nash.

Pour ces modèles de masse, la variable V_p semble suffisante pour prédire la masse avec un coefficient de *Nash* supérieur à *0,72* sur les deux sites.

Par contre les modèles des concentrations moyennes événementielles ont une faible performance. Sur le site des Quais, la variable *DTS* a été sectionnée dans les modèles de concentration que ce soit de type linéaire ou multiplicatif, et sur celui de Clichy, la variable H_p a été sélectionnée pour les deux types de modèles.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Tableau 26 : Variables explicatives retenues avec un nombre de variables (n_v) de *1* à *4* pour la formulation des modèles multi-régression linéaires et multiplicatif, et coefficient de Nash-Sutcliff aux Quais et Clichy

Modèle	Site	Variable expliquée	n_v	Variables explicatives	*Nash*	Unité
Linéaire $Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^{i=n_v} \beta_i X_i$	Quais	Masse	1	V_p	*0,72*	$KFAU*m^3/ha_{imp}$
			2	V_p, D_p	*0,76*	
			3	V_p, H_p, D_p	*0,79*	
			4	V_p, H_p, DTS, D_p	***0,81***	
		Concentration	1	DTS	*0,06*	*FAU*
			2	DTS, D_p	*0,10*	
			3	H_p, I_{max5}, Q_{moy}	*0,16*	
			4	H_p, I_{max5}, Q_{moy}, DTS	***0,24***	
	Clichy	Masse	1	V_p	*0,78*	$KFAU*m^3/ha_{imp}$
			2	V_p, D_p	*0,81*	
			3	H_p, D_p, Q_{moy}	*0,83*	
			4	H_p, D_p, Q_{moy}, DTS	***0,84***	
		Concentration	1	H_p	*0,07*	*FAU*
			2	H_p, Q_{moy}	*0,17*	
			3	H_p, Q_{moy}, I_{max5}	*0,22*	
			4	H_p, Q_{moy}, I_{max5}, DTS	***0,27***	
Multiplicatif $Y = \beta_0 \prod_{i=1}^{i=n_v} X_i^{\beta_i}$	Quais	Masse	1	V_p	*0,72*	$KFAU*m^3/ha_{imp}$
			2	V_p, D_p	*0,76*	
			3	V_p, D_p, H_p	*0,79*	
			4	V_p, H_p, D_p, DTS	***0,81***	
		Concentration	1	DTS	*0,04*	*FAU*
			2	DTS, D_p	*0,09*	
			3	DTS, D_p, Q_{moy}	*0,17*	
			4	DTS, D_p, Q_{moy}, I_{max5}	***0,23***	
	Clichy	Masse	1	V_p	*0,77*	$KFAU*m^3/ha_{imp}$
			2	V_p, D_p	*0,80*	
			3	Vp, D_p, Hp	*0,81*	
			4	V_p, D_p, H_p, DTS	***0,82***	
		Concentration	1	H_p	*0,06*	*FAU*
			2	H_p, Q_{moy}	*0,15*	
			3	H_p, Q_{moy}, I_{max5}	*0,24*	
			4	H_p, Q_{moy}, I_{max5}, DTS	***0,33***	

Ces résultats confirment les résultats obtenus par (Métadier, 2011) sur les deux site d'Ecully concernant la performance satisfaisante des modèles locaux de masses moyennes événementielles et la mauvaise performance des modèles des concentrations moyennes événementielles en utilisant les caractéristiques générales de la pluie et de l'écoulement comme variables explicatives de ces modèles.

Les bonnes performances des modèles de masses événementielles sont dues essentiellement au volume moyen événementiel et aux variables qui expliquent ce volume, tel que la hauteur de la pluie et / ou sa durée. Pour préciser l'effet de volume dans l'estimation de la masse moyenne événementielle, nous allons utiliser une méthode de décomposition de la variance de flux en fonction de variance du volume et de la concentration.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.3 Décomposition de la variance des masses et des flux

3.3.1 Méthodologie

L'objectif de ce paragraphe est d'évaluer la part de variance des masses événementielles imputable au volume, à la concentration et à la corrélation entre ces deux variables. En effet, la masse moyenne événementielle M_i est égale au produit du volume moyen d'eau transporté durant l'événement pluvieux V_i et de la concentration moyenne de cet événement C_i. Pour cela, les variables sont exprimées comme la somme de la moyenne et d'une variation (*Figure 91*).

- ✓ Le volume et la concentration s'écrivent : $V_i = \overline{V} + \Delta V_i$ et $C_i = \overline{C} + \Delta C_i$;
- ✓ Leurs valeurs moyennes sont $\overline{V} = E(V), \overline{C} = E(C)$ où E est l'espérance mathématique ;
- ✓ Leurs écarts types sont $\sigma_V = \sigma_{\Delta V} = \sqrt{Var(V)}$ et $\sigma_C = \sigma_{\Delta C} = \sqrt{Var(C)}$;
- ✓ L'expression des coefficients de variation est $Cv_V = \frac{\sigma_{\Delta V}}{\overline{V}}$ et $Cv_C = \frac{\sigma_{\Delta C}}{\overline{C}}$;
- ✓ Le coefficient de corrélation entre les variables de volume et de concentration s'écrit $\rho_{V;C} = \frac{Cov(V;C)}{(\sigma_V \times \sigma_C)}$.

Avec l'ensemble de ces notations, la masse s'exprime selon :

$$M_i = V_i \times C_i = \overline{V} \times \overline{C} + \overline{V} \times \Delta C_i + \overline{C} \times \Delta Q_i + \Delta C_i \times \Delta V_i$$

L'expression de la moyenne $\overline{M}$ de la masse moyenne événementielle sera alors :

$$\overline{M} = \overline{V} \cdot \overline{C} + Cov(V;C)$$

Ce qui montre que la moyenne $\overline{M}$ ne sera pas le produit du volume moyen $\overline{V}$ et de la concentration moyenne $\overline{C}$ mais il y a aussi le terme covariance volume-concentration (terme

de corrélation) $Cov(V;C)$. Dans notre cas, la corrélation $\rho_{V;C}$ sur les deux sites est de l'ordre de *-0.12* et le terme $Cov(V;C)$ est négligeable devant le terme $\overline{V}\cdot\overline{C}$ $\left(Cov(V;C)\approx 3\%\overline{V}\cdot\overline{C}\right)$.

Donc, on peut considérer $\overline{M}\approx\overline{V}\cdot\overline{C}$.

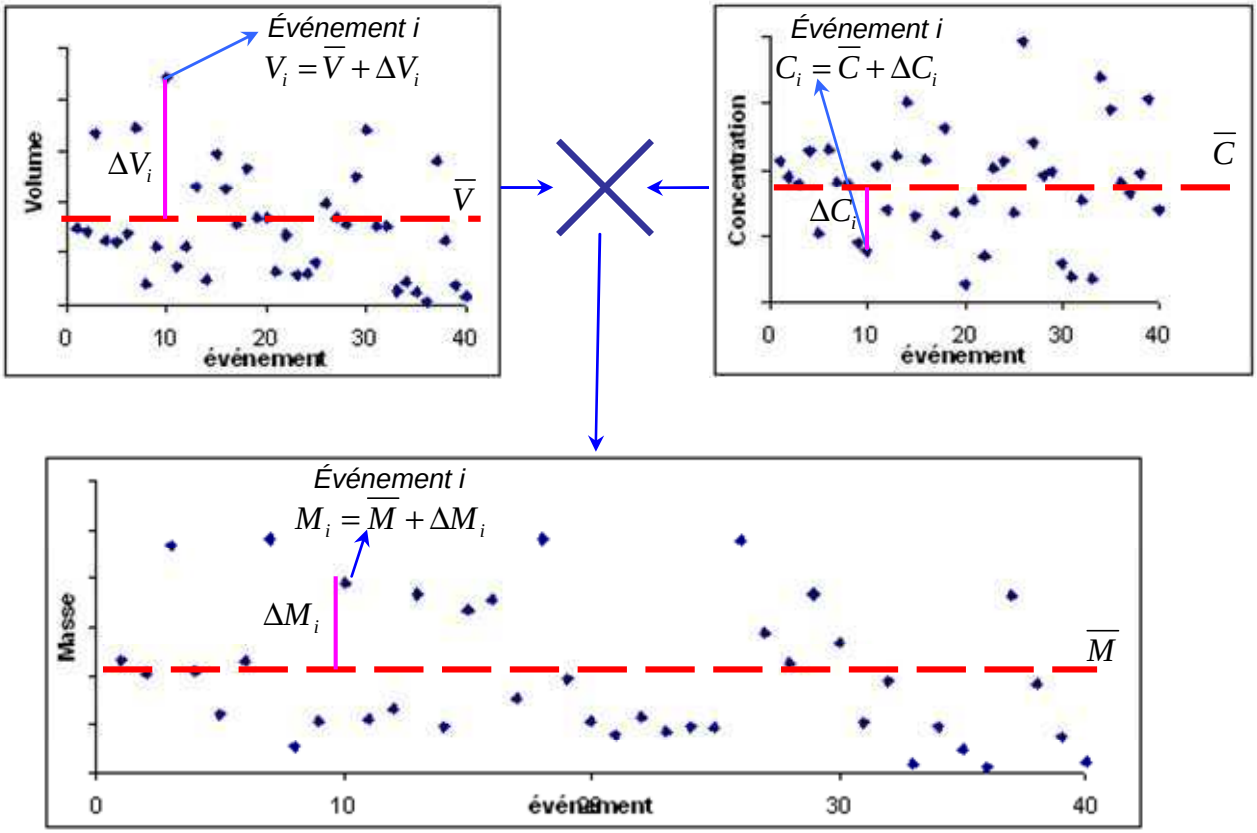


Figure 91 : Moyennes et variations des trois variables (exemple événement 10)

L'expression de la variance interévénementielle de la masse est donnée par (en négligeant les termes de second ordre) :

$$\sigma_M^2\approx\overline{V}^2\times\sigma_{\Delta C}^2+\overline{C}^2\times\sigma_{\Delta V}^2+2\times\overline{V}\times\overline{C}\times Cov(V;C)$$

Son expression en fonction des coefficients de variation permet d'isoler les termes relatifs à chaque variable plus un terme commun (en divisant par $\overline{M}^2\approx\overline{V}^2\cdot\overline{C}^2$), soit :

$$Cv_M^2\approx Cv_V^2+Cv_C^2+2\times Cv_V\times Cv_C\times\rho_{V;C}$$

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Cette formulation permet de donner la part de variance des masses événementielles imputable à chaque variable (C ou V) et à leur corrélation.

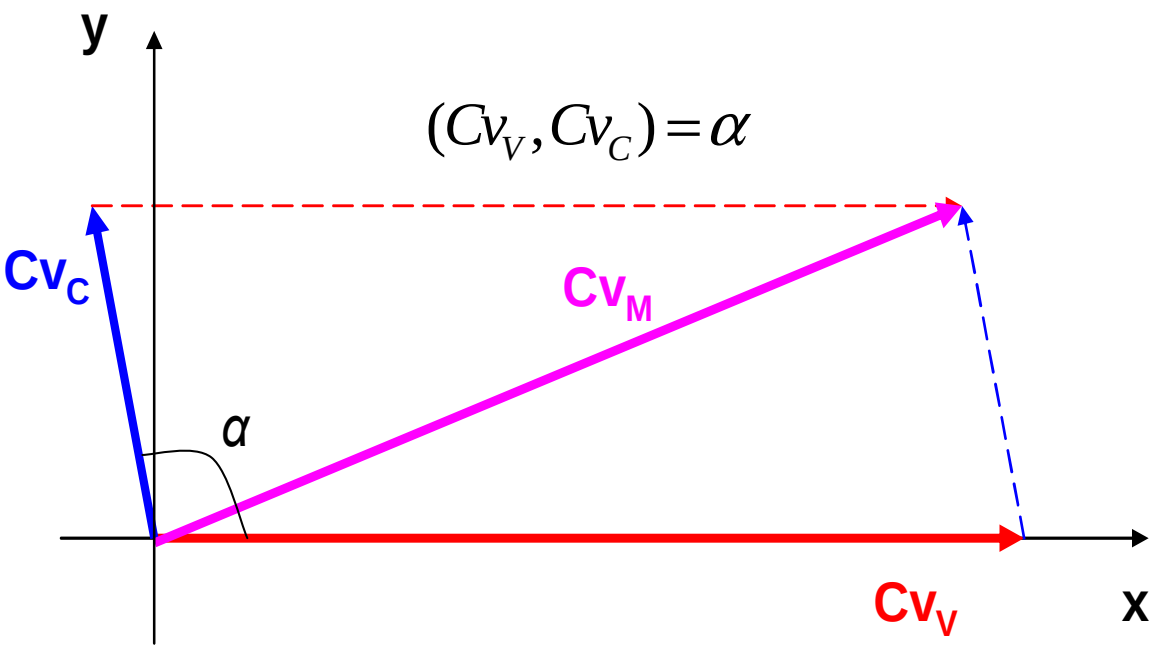


Figure 92 : Interprétation géométrique de la décomposition du coefficient de variation du flux

L'utilisation directe de cette formule pour identifier les contributions à la variance des masses n'est pas pertinente pour répondre à la question « quelle est l'information apportée par une connaissance de la turbidité à une estimation du flux, qui ne peut pas être déduite de la connaissance du débit ? ». Cette question fait jouer un rôle privilégié à l'une des deux variables intervenant classiquement dans l'expression du flux, à savoir le débit dont la mesure est assez bien maitrisée dans un cadre opérationnel. Dans l'hypothèse d'une corrélation parfaite entre le débit et la turbidité, le flux pourrait entièrement être expliqué par le débit, et inversement on pourrait évaluer un flux à partir de seules mesures de débit, ou d'un modèle permettant de prévoir le débit. Or dans cette hypothèse la décomposition symétrique de la variance attribue encore 25% de contribution à la concentration. Nous avons donc cherché à résoudre cette question par une interprétation géométrique.

La décomposition de la variance de la masse peut être représentée par un parallélogramme de cotés successifs Cv_V et Cv_C et d'angle α tel que $\cos(\alpha) = \rho_{V;C}$ (*Figure 92*). Le coefficient de variation de la masse Cv_M est la diagonale du parallélogramme.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

En l'absence de corrélation, le parallélogramme est un rectangle (*Figure 93*). En projetant les Cv_V et Cv_C sur la diagonale, on obtient deux segments *OA* et *OB=AC* dont la somme est égale à Cv_M. Ces deux segments représentent les contributions respectives de la concentration et du débit à la variabilité des masses. *Plus précisément* $OA/OC = \left(Cv_C / Cv_M\right)^2$ et $OB/OC = \left(Cv_V / Cv_M\right)^2$.

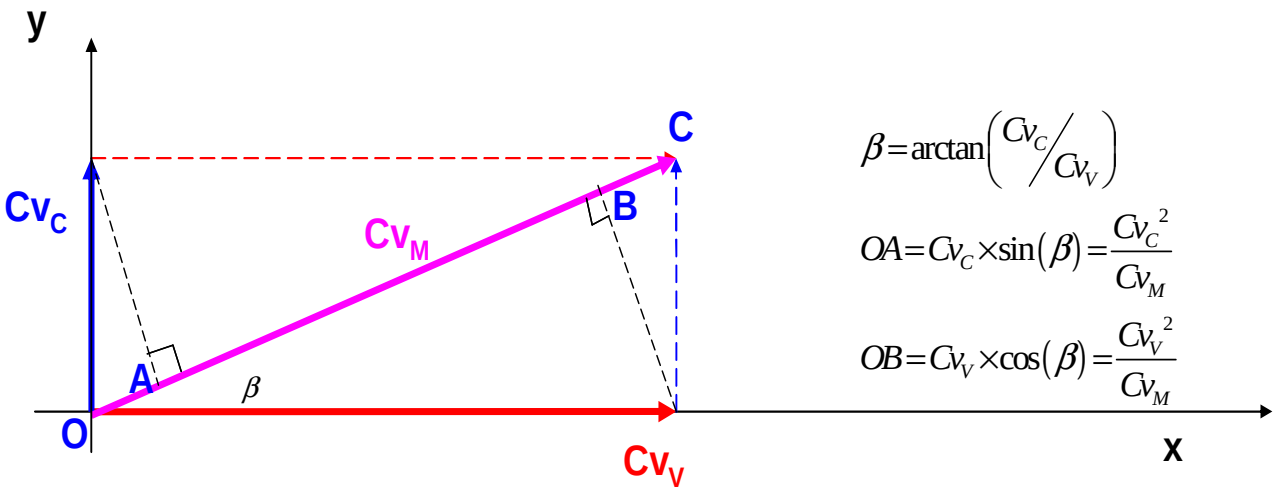


Figure 93 : Interprétation géométrique des contributions au coefficient de variation du flux en absence de corrélation entre débit et concentration

On peut étendre cette construction au cas où les variables débits et concentration sont corrélées (*Figure 94*) : pour traduire le rôle privilégié attribué au débit, on propose de décomposer la variance de la concentration en une composante indépendante du débit, et une composante expliquée par le débit en projetant le vecteur Cv_C sur les axes *Ox* et *Oy*. La contribution du débit au coefficient de variation du flux sera alors la somme de sa contribution directe (*m*) et de sa contribution au coefficient de variation de la concentration (*p*), et on peut montrer que *m+p* est toujours positif. Dans cette décomposition, la contribution propre de la concentration se limite à (*n*), et elle est nulle si les deux variables sont parfaitement corrélées.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

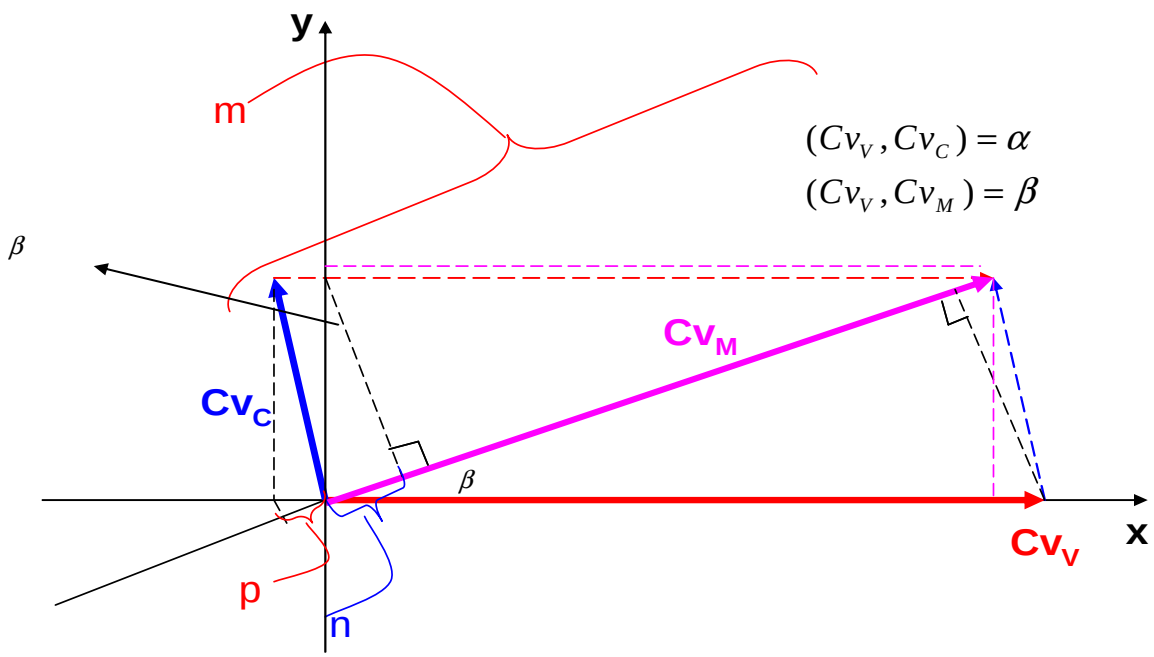


Figure 94 : Généralisation de l'interprétation géométrique des contributions au coefficient de variation de la masse événementielle

$$Cv_V \begin{cases} a_x = Cv_V \\ a_y = 0 \end{cases}; \qquad Cv_C \begin{cases} b_x = Cv_C \times \cos(\alpha) \\ b_y = Cv_C \times \sin(\alpha) \end{cases} \Rightarrow Cv_M \begin{cases} c_x = Cv_V + Cv_C \times \cos(\alpha) \\ c_y = Cv_C \times \sin(\alpha) \end{cases}$$

$$\cos(\beta) = \frac{c_x}{Cv_M}; \sin(\beta) = \frac{c_y}{Cv_M}; \qquad m = a_x \times \cos(\beta) = Cv_V \times \cos(\beta);$$

$$n = (Cv_C \times \sin(\alpha)) \times \sin(\beta); \qquad p = (Cv_C \times \cos(\alpha)) \times \cos(\beta)$$

3.3.2 Résultats

La *Figure 95* et le *Tableau 27* donnent la répartition des contributions selon les deux modes de calcul sur les sites des Quais et Clichy, sans affecter la composante de covariance au débit. Elle montre que la contribution du volume moyen événementiel aux variations de la masse moyenne événementielle est prépondérante sur les deux sites, et ce quel que soit le mode de calcul. La contribution de la concentration moyenne événementielle est de l'ordre de 15% à 20% tandis que la faible corrélation négative entre *V* et *C* diminue la somme de deux variances. Le mode de calcul affecte surtout cette composante, mais ses variations sont compensées par celles de la contribution du débit : après cumul, on retrouve une contribution du volume de 82% à Quai et de 86 % à Clichy.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Tableau 27 : Résultats de la décomposition de variance interévénementielle des masses à Quais et Clichy selon la méthode de projection proposée dans ce travail et selon la méthode classique de décomposition de la variance

Décomposition \ site		Cv_V^2	Cv_C^2	$2\rho_{V;C}Cv_VCv_C$	$Cv_V^2+2\rho_{V;C}Cv_VCv_C$
classique	Quais	93	18	-11	82
	Clichy	94	15	-9	85
projection	Quais	88	18	-5	**82**
	Clichy	90	14	-4	**86**

Ceci implique que si la concentration est constante à *l'échelle interévénementielle*, le volume explique 90% de la variabilité de la masse moyenne événementielle. Ceci justifie l'utilisation d'un modèle de concentration caractéristique par site (concentration moyenne annuelle), où la concentration est supposée constante dans le temps, et seulement ajustée au site considéré.

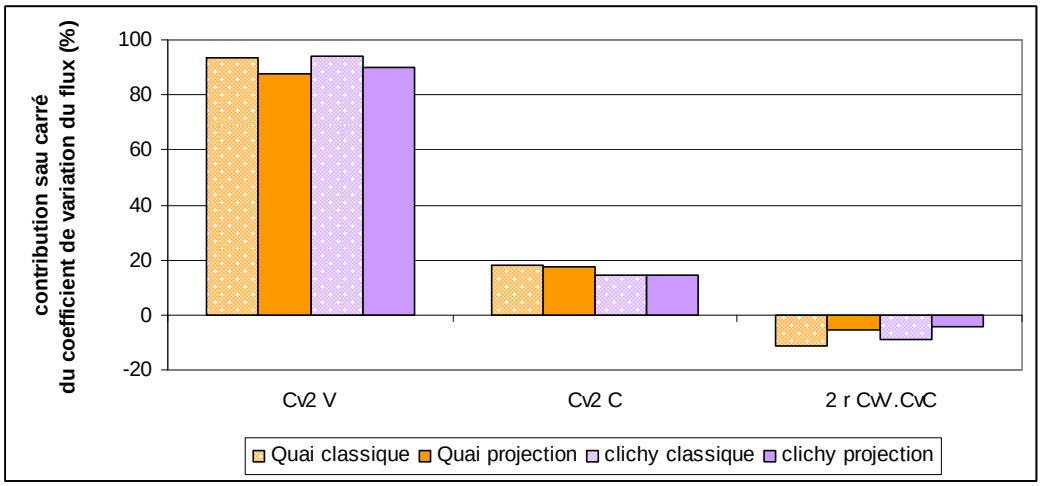


Figure 95 : Décomposition de variance inter-événementielle des masses à Quais et Clichy selon la méthode de projection proposée dans ce travail et selon la méthode classique de décomposition de la variance

Ces résultats ne restent plus valables à *l'échelle intraévénementielle*. La *Figure 96 (a)* montre que les contributions du débit et de la turbidité à la variation totale du flux sont plus équilibrées : pour 27 événements sur 88, la contribution de la concentration atteint ou dépasse 33%. La *Figure 96 (b)* permet de comparer les résultats qui auraient été obtenus avec une décomposition classique de la variance, en sommant le coefficient de variation au carré du débit et le terme de covariance : la contribution de la turbidité serait encore plus nette, mais la discussion présentée plus haut indique que cette contribution pourrait être surévaluée. En outre des difficultés d'interprétation surgissent pour certaines valeurs négatives de covariance qui dépassent en valeur absolue la contribution du débit. Nous nous en tiendrons aux résultats obtenus par projection.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

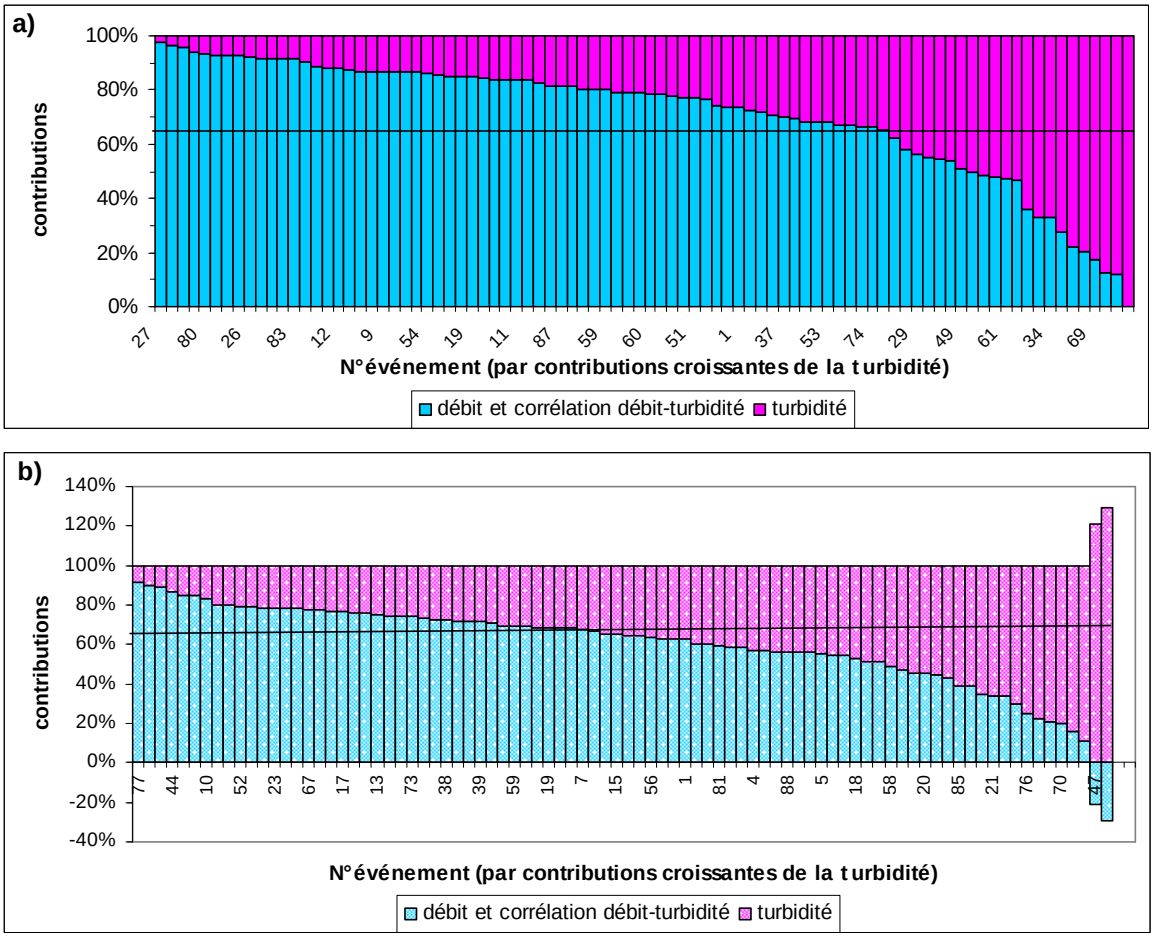


Figure 96: Contributions relatives des coefficients de variation du débit (contribution directe + corrélation débit turbidité) et de la turbidité aux carrés des coefficients de variation intra-événementiels du flux a) par la méthode de projection proposée dans ce travail b) par la méthode classique de décomposition de la variance

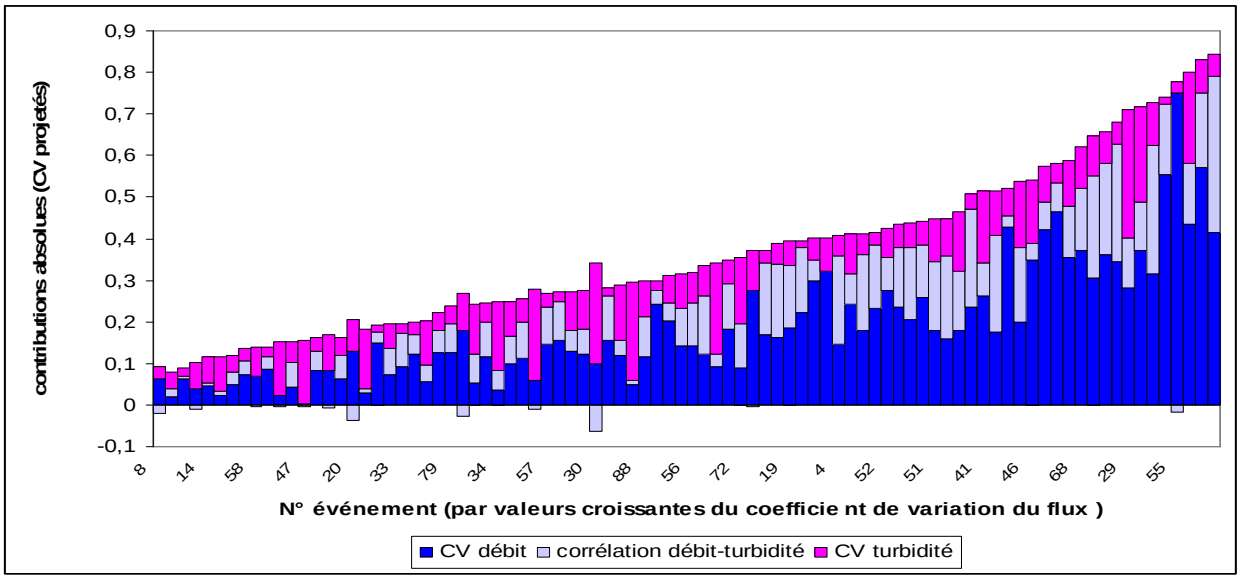


Figure 97 : Contributions absolues aux carrés des coefficients de variation intra-événementiels du flux calculées par la méthode de projection proposée dans ce travail

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La *Figure 97* détaille les contributions absolues des projections de coefficients de variation au coefficient de variation intra-événementiels des flux. On note que lorsque les contributions négatives de la corrélation sont déduites de la contribution directe des débits, on retrouve une somme des contributions égale au coefficient de variation du flux sans faire apparaître de contribution globalement négative du débit. Cette déduction traduit l'effet de compensation des variations de débit par des variations de concentrations liées linéairement au débit.

Cette figure montre que les contributions notables de la turbidité se manifestent surtout pour des événements présentant une variabilité des flux assez modérée. Elle montre aussi qu'une partie importante de la contribution des débits passe par les corrélations débit-concentration intra événementielles dont rien ne permet d'affirmer qu'elles sont stables ou prédictibles.

La *Figure 98* reprend ces résultats sous forme de contributions relatives, ordonnées selon les contributions directes décroissantes du débit, corrigées le cas échéant par les covariances négatives. On voit alors que pour 76 événements sur 88 le débit n'est pas un facteur explicatif prépondérant (plus des 2/3 de la variance). Ceci montre l'intérêt d'une évaluation continue de la concentration telle que celle qui est fournie par la turbidité pour suivre la variabilité intraévénementielle. Cette dynamique sera détaillée dans la partie VI du manuscrit.

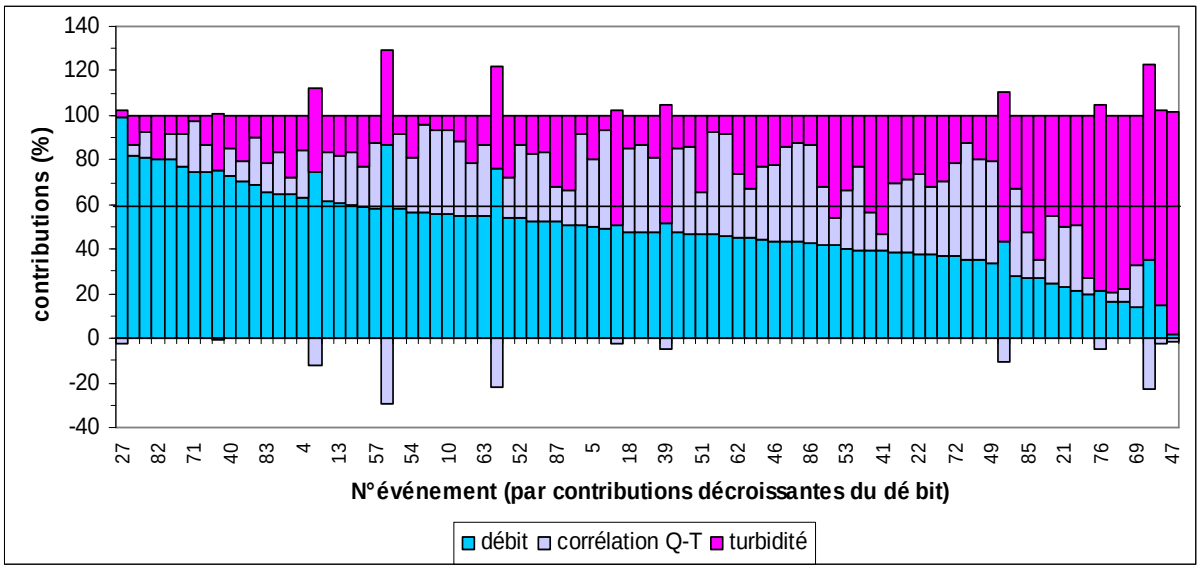


Figure 98 : Détail des contributions relatives aux carrés des coefficients de variation intra-événementiels du flux

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

4 CONCLUSION

Les résultats obtenus confirment que des distributions lognormales conviennent pour décrire les volumes, les masses et les concentrations moyennes événementielles. Les paramètres de ces distributions ne diffèrent pas significativement entre les deux sites. Pour les concentrations ce résultat semble en contradiction avec les conclusions du chapitre précédent. Il est dû au fait que les distributions sont comparées globalement, sans apparier les événements. Les tests appliqués sont donc moins puissants que dans le chapitre précédent, mais ils sont mieux adaptés aux objectifs de ce chapitre : ils permettent de comparer globalement des modèles, sur la base de leur moyenne et de leur écart-type. Les différences observées sur les concentrations moyennes des deux sites sont certes significatives, mais néanmoins faibles et ne justifient pas la construction de modèles différents.

Pour les modèles des régressions, les résultats montrent que les performances des modèles de concentrations moyennes événementielles restent insuffisantes malgré le grand nombre de données exploitées. Ceci pourrait être dû à la complexité des phénomènes et à l'incapacité de ce type de modèle à l'appréhender, ou à un mauvais choix des variables explicatives. Mais ce type de modèle parvient à une assez bonne estimation des masses événementielles à partir des volumes ($\rho^2 = 0,78$).

Pour expliquer ce résultat classique mais un peu surprenant compte tenu de la variabilité de la turbidité décrite au chapitre précédent, nous avons développé une méthode d'analyse de variance (exprimée en coefficient de variation) permettant de préciser les différentes formes de contribution des variations de volume, et la contribution intrinsèque des variations de turbidité aux variations de masses événementielles. On trouve ainsi qu'à l'échelle inter-événementielle, la variance relative du volume contribue pour 90% à la variance relative de la masse en MES. Cette contribution est pour l'essentiel directe, car la contribution de la covariance entre le débit et la turbidité est faible. Ce résultat ne signifie pas pour autant que l'on puisse prévoir la masse d'un événement donné à partir du seul volume, mais que l'ordre de grandeur de cette masse sera bien évalué vis à vis de la gamme des variations observée sur l'ensemble des événements échantillonnés.

Il n'en est pas de même à l'échelle intra-événementielle. La répartition des contributions varie beaucoup d'un événement à l'autre, mais les contributions respectives du débit et de la concentration sont statistiquement assez équilibrées. La covariance entre ces deux variables a

un poids important dans la variance du flux, indiquant un rôle explicatif potentiel du débit. Cependant cette corrélation entre débit et concentration ne sera exploitable que si elle est stable d'un événement à l'autre. Ceci sera vérifié dans la partie VI, et nécessite de toute façon de disposer de bases de donnés débit-concentration pour un nombre suffisant d'événements pour comprendre les variations intra-événementielle des flux des MES.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

PARTIE V

MODÉLISATION DES SOURCES DES FLUX À L'ÉCHELLE INTER-ÉVÉNEMENTIELLE

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

CHAPITRE 8.

MODÉLISATION STOCHASTIQUE DE DEBIT ET DE FLUX DES EAUX USEES DE TEMPS SEC

1 INTRODUCTION

Dans la partie IV nous avons décrit et modélisé globalement les volumes et les masses événementielles à l'exutoire des deux bassins versants parisiens. Dans cette partie nous allons détailler les contributions aux masses événementielles, en distinguant les apports provenant des eaux de ruissellement, des eaux usées et des dépôts dans le réseau.

Ce chapitre est consacré aux apports des eaux usées désignées par le terme générique d' « eaux de temps sec ». Cette dénomination est paradoxale, puisqu'on s'intéresse à des contributions au cours des événements pluvieux. Elle est justifiée par le fait que ces apports sont permanents, observables en temps sec et extrapolables sous certaines conditions en temps de pluie.

La production des flux de temps sec est essentiellement liée à l'activité humaine, il n'est pas donc surprenant que les flux d'eaux et des MES correspondants présentent des cycles de 24 heures très marqués, et une certaine reproductibilité d'un jour à un autre. D'autres rythmes dépendants de cette activité interviennent également : semaine, saison, auxquels s'ajoute l'occurrence plus ou moins irrégulière de vacances scolaires,…(Aumond and Joannis, 2006). En plus de l'activité humaine, d'autres facteurs peuvent jouer sur ces cycles tels que les phénomènes de sédimentation / érosion liés à la capacité de transport de l'écoulement, les phénomènes de la dilution des effluents par des eaux claires parasites (Kracht and Gujer, 2005; Kafi-Benyahia *et al.*, 2006b).

Dans un premier temps, nous caractérisons les volumes, les masses et les concentrations de temps sec à l'échelle interjournalière et nous comparons les résultats obtenus sur les deux sites. Cette caractérisation sera ensuite affinée en introduisant des facteurs de variation hebdomadaires, mensuels et saisonniers.

Dans un deuxième temps nous présentons un modèle stochastique qui s'appuie sur les descriptions précédentes pour simuler des hydrogrammes journaliers et des pollutogrammes des flux, en combinant deux composantes.

- une composante représente la variabilité interjournalière des volumes et des masses.
- une deuxième composante représente la répartition relative des volumes et des masses à l'intérieur d'une journée ainsi que la variabilité interjournalière de cette répartition. Cette composante est modélisée par plusieurs profils moyens dont le nombre est optimisé par une classification automatique.

2 BASE DE DONNEES DE TEMPS SEC

Sur la base de critères fixés pour le choix des jours de temps sec présenté dans la partie II, nous avons recensé ***221*** jours complets sur le site des Quais et ***215*** jours complets sur le site de Clichy dont ***209*** jours communs. Les chroniques de débits et de turbidités de ces jours seront utilisées pour répondre aux objectifs de ce chapitre.

Dans un réseau d'assainissement unitaire comme celui du Paris, les eaux de temps sec peuvent être divisées en plusieurs composantes, suivant leur origine :

Eaux usées au sens strict : domestiques (produites par les habitations), professionnelles (liées aux activités professionnelles : industries, restaurants,…) ;

Eaux de lavage des voiries ;

Eaux claires parasites : fuites des réseaux d'eau potable et d'eau non potable circulant dans le réseau d'assainissement, infiltrations, …

La première composante est liée aux activités humaines qui se répètent avec une fréquence journalière.

La deuxième composante est spécifique à Paris, et présente aussi une périodicité journalière (généralement chaque matin de 6h à 14h) (Gromaire-Mertz, 1998);

La somme de ces deux composantes sera désignée dans la suite comme « eaux usées et de lavage ».

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La troisième composante est une composante liée essentiellement à l'état du réseau d'eau potable et non potable et au niveau de nappe dont les fluctuations suivent un rythme saisonnier.

Plusieurs auteurs ont classé les jours de temps sec suivant l'importance de ces composantes et particulièrement les activités humaines (Piatyszek *et al.*, 2002; Baer *et al.*, 2005; Lacour, 2009; Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011a) : classification hebdomadaire (jours ouvrables et jours fériés), ou saisonnière, auxquels s'ajoutent l'occurrence plus ou moins irrégulière de vacances scolaires,…(Aumond and Joannis, 2006).

2.1 Description de la base de données

Le *Tableau 28* récapitule les nombres de jours de temps sec pour les deux bassins versants des Quais et Clichy par mois et par saison, en fonction du type du jour : **(a)** jours ouvrables, **(b)** jours fériés (week-end et hors week-end). Ces jours sont assez bien équilibrés entre les mois et les saisons sauf pour les mois et la saison de l'été où il y a un peu plus des jours car il pleut moins durant cette période. La moyenne de nombre des jours par mois sur les deux sites est 18 et celui pour saisons représente ~54 jours par saison. Les jours fériés représentent à peu près les tiers des journées de temps sec. Ce pourcentage est presque égal à celle des jours fériés durant toute l'année. Le test d'indépendance de Khi2 (χ^2) montre que les jours sont répartis d'une manière homogène entre les facteurs choisis (mois, saisons, jours fériés et jours ouvrables) au seuil de signification de 5%.

Tableau 28 : Base de données des jours de temps secs mesurés en 2006 aux sites des Quais et du Clichy par type de jour

Classe	Ouvrables		Fériés		Tout		Classe	Ouvrables		Fériés		Tout	
	Quais	Clichy	Quais	Clichy	Quais	Clichy		Quais	Clichy	Quais	Clichy	Quais	Clichy
Janvier	9	9	7	7	16	16	Hiver	31	31	19	19	50	50
Février	11	11	6	6	17	17							
Mars	7	7	7	6	14	13							
Avril	15	15	8	8	23	23	Printemps	37	36	21	20	58	56
Mai	12	12	6	6	18	18							
Juin	14	13	7	6	21	19							
Juillet	15	15	8	8	23	23	Eté	42	40	22	21	64	61
Août	12	11	5	5	17	16							
Septembre	12	10	6	6	18	16							
Octobre	12	12	6	6	18	18	Automne	32	31	17	17	49	48
Novembre	13	13	6	6	19	19							
Décembre	10	10	7	7	17	17							
Tout	142	138	79	77	221	215	Tout	142	138	79	77	221	215
%	64%	64%	31%	31%									

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.2 Variabilité des volumes, des masses et des concentrations journaliers

2.2.1 Variabilité totale sur la période d'étude

Les cycles journaliers de débit, de flux et de turbidité produits par les eaux usées strictes et les eaux de lavage ne se reproduisent pas d'une manière parfaitement identique d'un jour de temps sec à un autre. Par ailleurs les apports d'eaux claires induisent une variabilité des débits (*Annexe H*). Nous caractérisons donc dans un premier temps la distribution des données sur toute la période d'étude sur les sites des Quais et de Clichy.

Pour comparer les données provenant de ces deux bassins versants de tailles différentes, nous avons choisi de normaliser l'ensemble des données par rapport au nombre « d'Equivalent Habitant d'Azote » (EHN) calculé par (Kafi-Benyahia, 2006). Ce nombre a été calculé à partir du flux journalier d'azote dissous mesuré à l'exutoire de chaque bassin en considérant une production de 12g de l'azote Kjeldahl dissous (NTK_d) par équivalent habitant (Kafi-Benyahia *et al.*, 2006b).

Les caractéristiques statistiques de ces valeurs sont récapitulées dans le *Tableau 29.* La *Figure 99, (a)* illustre leur variabilité sous forme des boîtes à moustaches. Ils montrent une production plus importante et plus variable pour le volume et la masse journalière par nombre d'équivalent homme azote (*EHN*) sur le site de Quais. En médiane, le volume et la masse de turbidités au site des Quais sont supérieurs à 30% de ceux du site de Clichy. Le test statistique de Wilcoxon (teste l'homogénéité spatiale des flux ou concentration entre les deux sites pour les jours communs : variables appariées) confirme cette différence significative entre les deux sites pour le volume et la masse pour les jours communs (*valeur p <0,001%*) et aussi il détecte une différence significative entre les deux sites pour la turbidité moyenne journalière au seuil de 5% (*valeur p =0,1%*).

La différence de production en termes du volume et de masse de turbidités entre les deux bassins versants pourrait être expliquée essentiellement par des apports extérieurs au bassin versant ou liés à des travaux. En effet, le bassin versant des Quais reçoit des apports externes par l'intermédiaire d'un siphon qui peuvent représenter entre 0 et 50 % du débit moyen de temps sec (Kafi-Benyahia, 2006). Dans le cadre d'OPUR2, cette différence n'a pas été observée car la contribution de ce siphon a été évaluée et retranchée des débits et du flux des MES (Gasperi *et al.*, 2006). Nous ne disposons pas des données de ce siphon durant l'année

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2006 pour retrancher cet apport supplémentaire. Par ailleurs, le site des Quais est situé à l'aval d'une station de pompage qui influe notablement sur la dynamique du signal débit. Ceci peut expliquer une variabilité plus importante des volumes et de masses entre les jours sur le bassin versant des Quais. Cette différence en termes du volume et de masse de turbidités n'a pas été observée par temps de pluie (*cf. chapitre 6*) car il y a aussi un apport externe par l'intermédiaire des siphons sur Clichy par temps de pluie qui pourrait être équivalent à celui de temps de pluie à Quais.

Tableau 29 : Caractéristiques statistiques des valeurs journalières moyennes de volume, masse et turbidité sur les deux bassins versant Quais et Clichy par temps sec. *Cv : Coefficient de variation ; ** (Gasperi *et al.*, 2006)

Statistique	Quais			Clichy		
	Volume ($l*EHN^{-1}$)	Masse normalisée ($kFAU*l*EHN^{-1}$)	Turbidité (FAU)	Volume ($l*EHN^{-1}$)	Masse normalisée ($kFAU*l*EHN^{-1}$)	Turbidité (FAU)
Moyenne	***627***	***151***	***237***	***495***	***112***	***227***
*OPUR2***	*378*	*78 g* EHN^{-1}*	*186 mg/l*	*429*	*86 g* EHN^{-1}*	*189mg/l*
Ecart-type	***167***	***52***	***34***	***84***	***28***	***33***
Cv*	***27%***	***35%***	***14%***	***17%***	***25%***	***15%***
d_{10}	***398***	***90***	***190***	***386***	*77*	*176*
OPUR2	*315*	*72 g* EHN^{-1}*	*166 mg/l*	*408*	*74 g* EHN^{-1}*	*166 mg/l*
q_{25}	***512***	***107***	***219***	***439***	***90***	***204***
Médiane (q_{50})	***619***	***143***	***240***	***498***	***111***	***229***
q_{75}	***733***	***192***	***260***	***549***	***137***	***251***
d_{90}	***879***	***230***	***278***	***597***	***150***	***268***
OPUR2	*477*	*92 g* EHN^{-1}*	*226 mg/l*	*477*	*90 g* EHN^{-1}*	*221 mg/l*

Dans le cadre d'OPUR (phase 2), les concentrations en MES obtenues pour quelques campagnes indiquaient une homogénéité spatiale entre les concentrations des sites de la zone OPUR que ce soit par temps sec ou par temps de pluie. Tandis que, pour le cas de la turbidité moyenne, et avec une base de données de 75 événements pluvieux communs et 209 jours de temps sec communs, les tests statistiques montrent que cette conclusion est remise en question.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

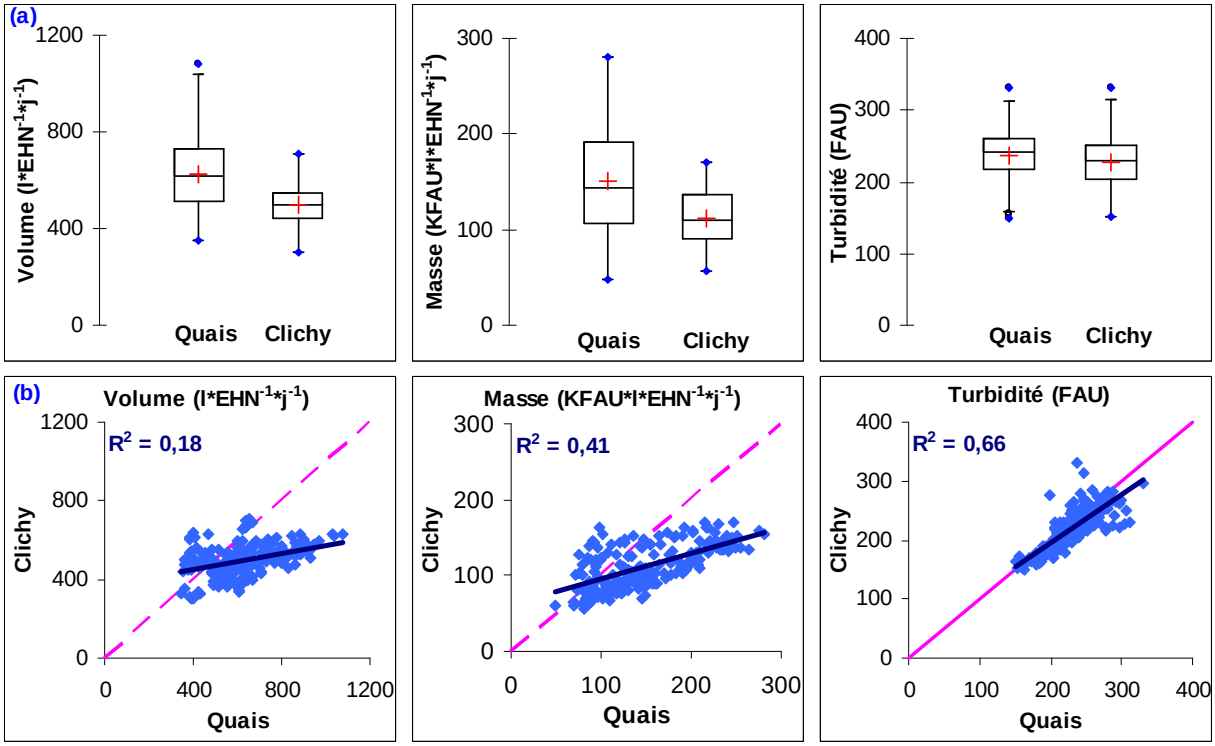


Figure 99 : (a) Comparaison sous la forme de boîtes à moustaches de la variabilité des moyennes journalières par EHN de temps sec de volume, de masse et de turbidité (FAU) calculés sur toute la période ; (b) comparaisons des jours communs sur les deux sites Quais et Clichy

Ceci pourrait être dû soit au faible nombre de campagnes de mesure dans le cadre d'OPUR2 (4-10 jours par site) (*Figure 100*) ou soit à des variations des relations turbidité-MES. Si on se base sur les concentrations en MES d'OPUR2, nous obtenons des coefficients de conversion de *0.78* $mg.l^{-1}.FAU^{-1}$ pour Quais et 0.83 $mg.l^{-1}.FAU^{-1}$ à Clichy. De telles variations ne remettraient pas en cause les différences significatives observées sur la turbidité, mais l'attribuerait à une différence de nature des MES (traduite par une différence de relation turbidité-MES) plutôt qu'à une différence de concentration. Cette hypothèse n'a pas été traitée dans la partie III de cette thèse, car nous ne disposons pas des relations MES-turbidité pour un nombre suffisant d'événements pluvieux communs ou de jours de temps sec communs entre les deux sites de Cordon Bleu et Saint-Mihiel. Mais sur des jours différents, et sur plusieurs sites de taille très différentes de la région on n'a pas observé de telles variations sur le ratio turbidité en temps sec (Marechal, 2000). Il pourra être intéressant de confirmer cette homogénéité sur les sites parisiens.

La *Figure 99, (b)* donne les corrélations entre les valeurs observées sur les deux bassins versants pour les *209* jours communs. Une corrélation positive est attendue, puisque la

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

population équivalente du bassin de Quais représente 30 à 40% du total raccordé à Clichy. Néanmoins le coefficient de corrélation R^2 est faible pour le volume (*0,18*), un peu plus élevé pour la masse (*0,41*). Il est plus fort pour la turbidité (*0,66*) mais reste sensiblement inférieur à celui qui a été observé pour les événements pluvieux ($R^2pluie=0,90$ (*cf. chapitre 6*)).

On retrouve la différence de production sur les pentes des droites de corrélation, mais on observe aussi une ordonnée à l'origine très différente de zéro, en particulier pour les volumes. Elle peut être due à des apports d'eau claire différents pour les deux sites, ou aux apports externes du bassin de Quais.

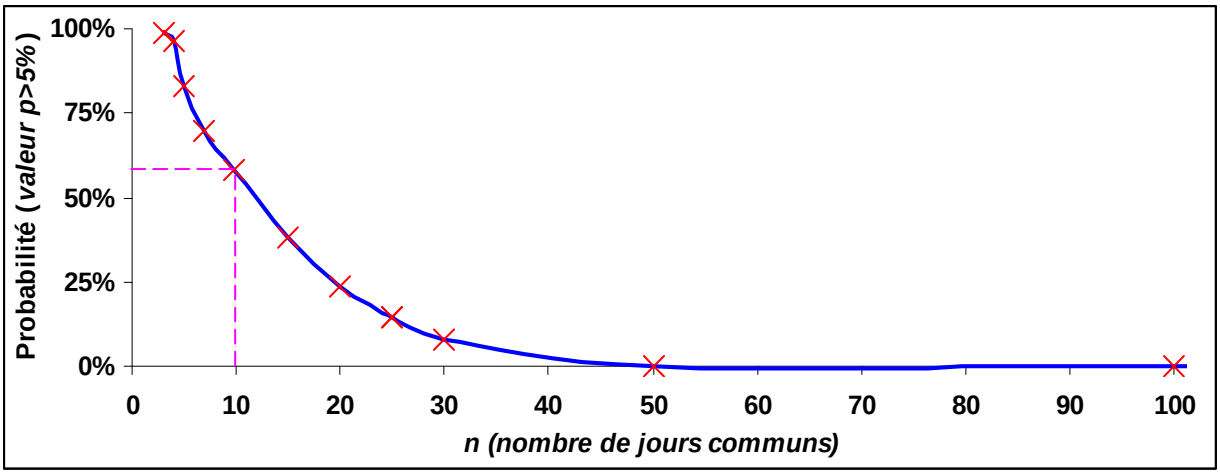


Figure 100 : Probabilité d'accepter de l'hypothèse nulle d'homogénéité des concentrations moyennes entre les deux sites en fonction du nombre de jours communs *n* (*cf. chapitre 6*)

2.2.2 Variabilité calendaire et saisonnière

La variabilité saisonnière du volume, de la masse de turbidités et de la turbidité moyenne journalière est analysée en regroupant les mois par trois selon les saisons du calendrier (*Figure 101*.). On pourra trouver une analyse analogue à l'échelle mensuelle dans l'annexe H.

Pour **le site des Quais** la variabilité intra-saisonnière est plus marquée qu'à l'échelle inter-saisonnière. Les saisons printemps et automne présentent une variabilité interquartile (boîte : q_{25} à q_{75}) plus marquée que les deux autres saisons hiver et été mais les valeurs extrêmes ont même ordre de grandeur. Par contre les valeurs moyennes et médianes du volume et de la masse semblent dépendre de la saison.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

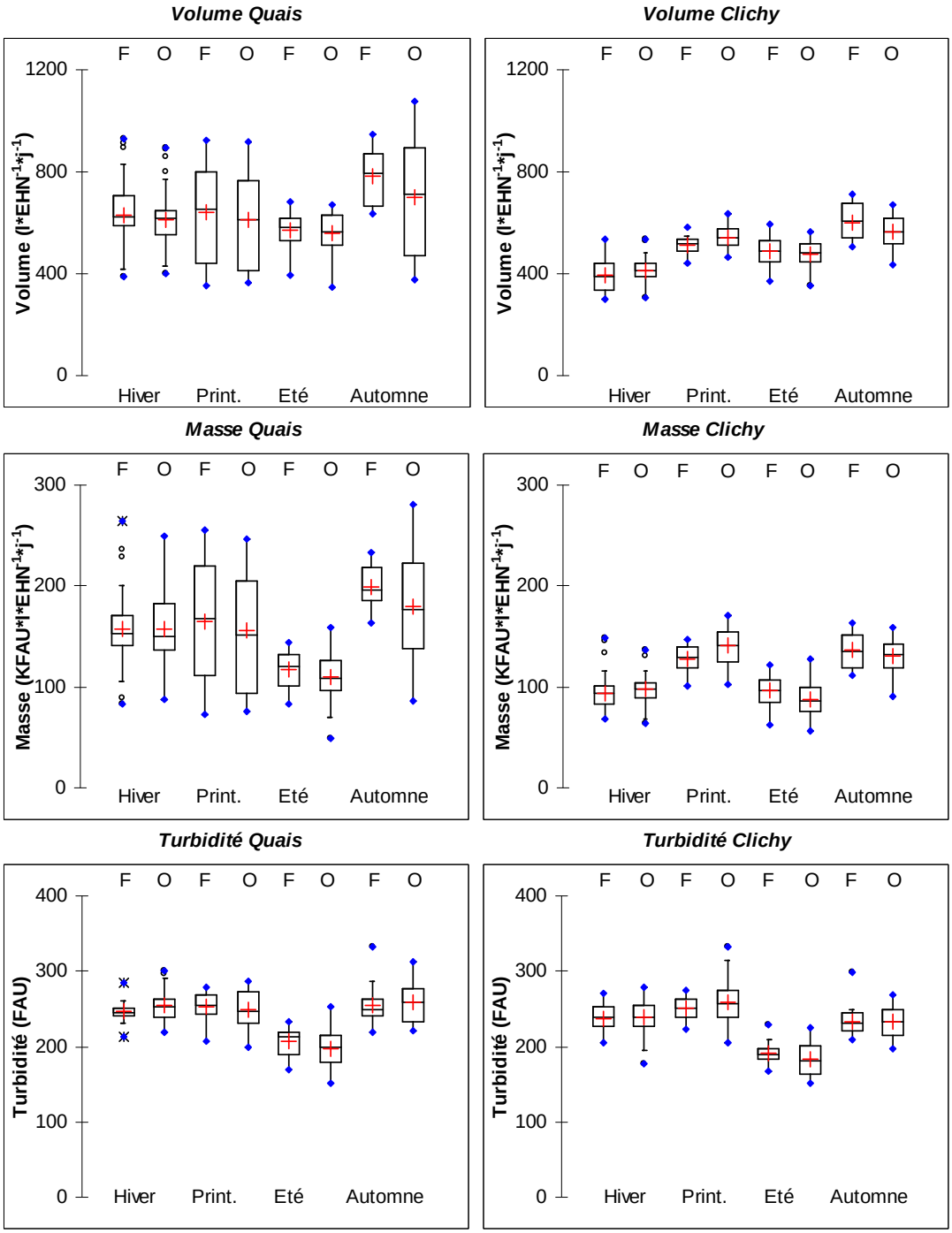


Figure 101 : Variabilité saisonnière des valeurs moyennes journalières de volume, de masse et de turbidité sur les deux sites des Quais et Clichy

En réalité le fonctionnement du réseau d'assainissement des Quais par temps sec est très complexe et dépend fortement du fonctionnement de la station de pompage et de l'apport externe par l'intermédiaire d'un siphon. Cette complexité, à l'échelle inter-journalière, se voit aussi nettement à l'échelle intra-journalière sur le signal du débit et du flux (*Figure 102*). Ce

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

qui rend difficile à utiliser les données du site des Quais pour le volume et la masse de turbidités.

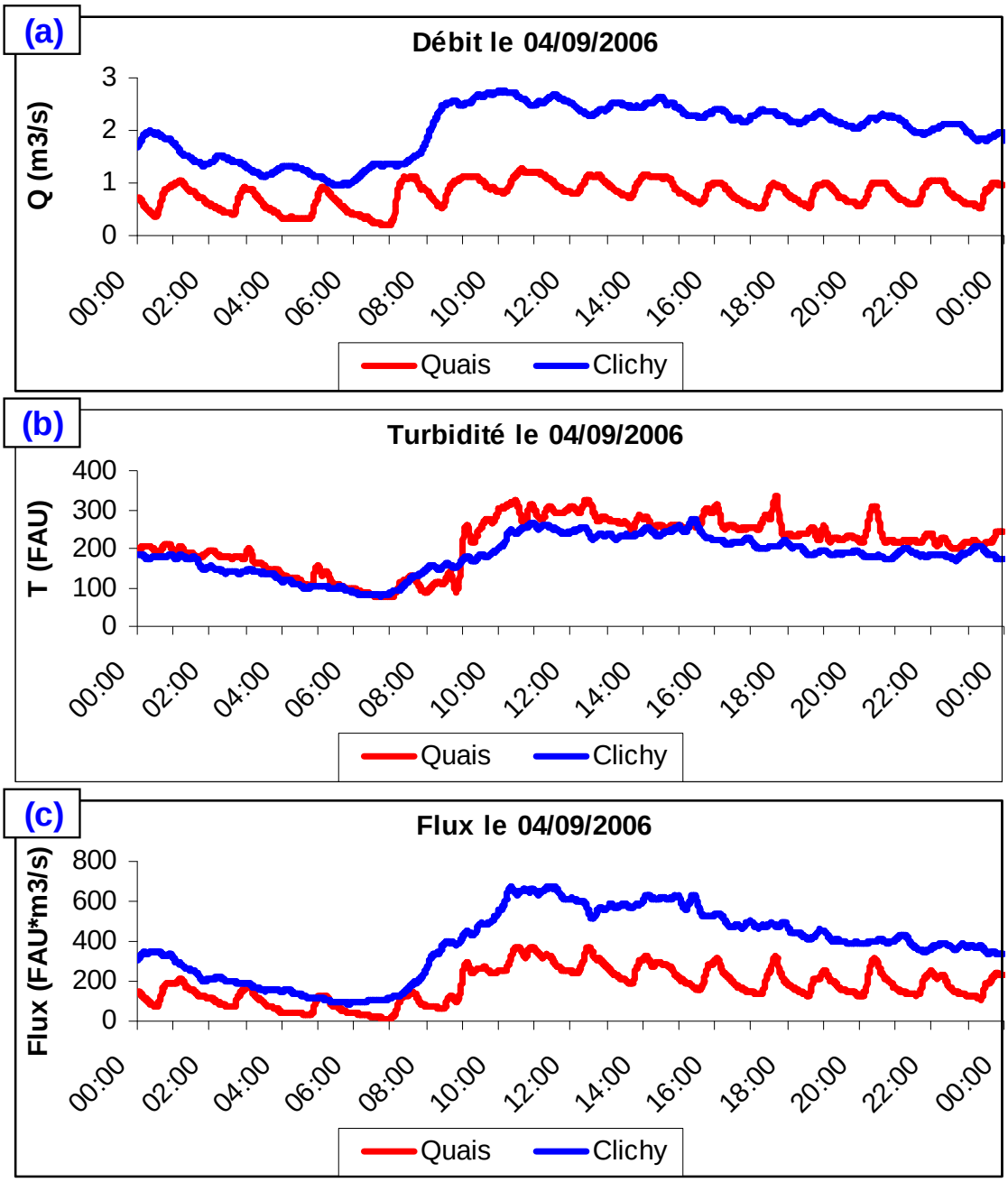


Figure 102 : Effet de l'usine de pompage sur le signal du débit, de turbidité et du flux à Quais et Clichy

Pour le site de Clichy, nous pouvons observer une différence significative en termes de volume et de masse journaliers entre les saisons, avec une dispersion bien moindre que sur le site des quais.

Pour les deux sites les mois de printemps et d'automne sont les plus chargés en volume et en masse de turbidités.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Le débit minimum nocturne sur le site de Clichy, pendant la période du printemps et d'automne, est supérieur à celui des mois d'hiver (*Figure 103*). Ceci pourrait être dû au niveau de nappe qui est haut pendant les mois de printemps à cause de la crue de la seine (Gromaire-Mertz, 1998) ou à cause de l'activation de certaines maillage pendant les travaux dans certains collecteurs. Nous avons demandé à la ville de Paris de nous transmettre les données du niveau de la nappe et des travaux qui ont été faits durant l'année 2006 mais elle n'archive pas ces données pendant longtemps.

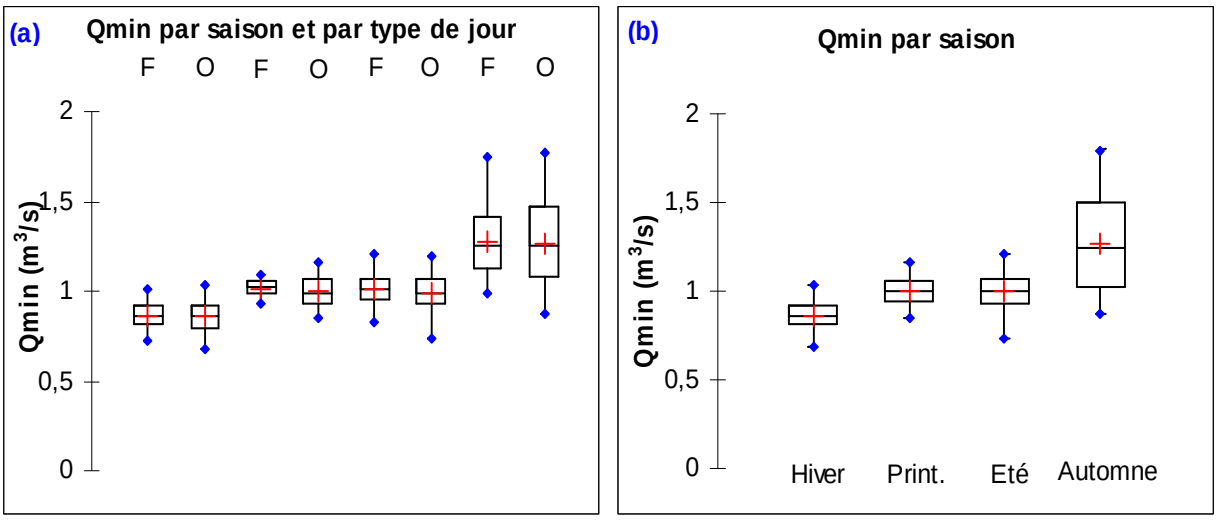


Figure 103 : Boîtes à moustaches des débits minimums nocturnes à Clichy en fonction : (a) de la saison et type des jours (ouvrables, fériés). (b) en fonction de la saison

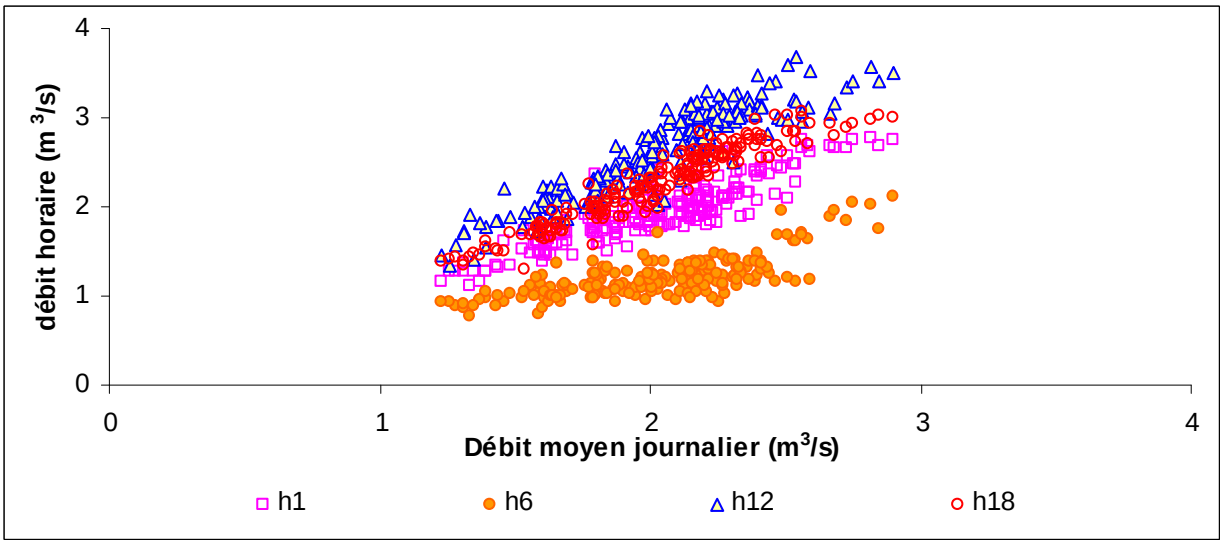


Figure 104 : Variation de débits horaires (h_1, h_6, h_{12} et h_{18}) en fonction du débit moyen journalier à Clichy

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La *Figure 104* illustre les flux horaires en fonction du débit horaires pour quelques heures. S'il y a un effet de dilution, les variations de flux par heures devraient être parallèles entre les différentes heures. Cependant ceci est dû à une concentration plus élevés le soir que dans la matinée. On trouvera une analyse détaillée de ce point dans l'annexe H.

Quoiqu'il en soit le comportement de la masse de turbidité, qui augmente avec un débit qui devrait être un débit d'eaux claires, reste inexplicable.

2.2.3 Conclusion

Le fonctionnement du site des Quais en temps sec est trop complexe pour que nous puissions espérer corriger son influence sur les débits et les flux de temps de pluie compte tenu des données dont nous disposons. En revanche sur le site de Clichy, les débits et les flux sont plus reproductibles et le facteur saison semble un facteur explicatif de la variabilité des volumes et des masses entre les jours de temps sec, même si les causes exactes de ces variations en sont pas parfaitement élucidées. Parmi les eaux claires parasites classiques, celles qui présentent des variations saisonnières marquées (eaux parasites d'infiltration) ne semblent pas un facteur prépondérant. (On trouvera en annexe H une analyse sur les variations intrajournalières, mais celle-ci n'est pas très concluante).

Les eaux de lavage, qui sont spécifiques à Paris, doivent jouer un rôle important, mais difficile à quantifier *a posteriori*, faute d'archives précises les concernant. Dans la suite du chapitre, nous utilisons les données du site de Clichy pour modéliser l'hydrogramme et le pollutogramme de flux d'eaux et de turbidités. L'analyse d'autres années n'a pas pu être réalisée dans le cadre de ce travail mais constituerait un complément utile.

3 MODELES STATISTIQUES DES DEBITS ET DES FLUX DES TURBIDITE DES EAUX DE TEMPS SEC A CLICHY

3.1 Principe de modélisation

L'objectif de la modélisation visée est de corriger les observations faites à l'exutoire lors d'un événement pluvieux des apports qui auraient été observés pendant la même période en l'absence d'événement. Le plus simple est de procéder par différence, et donc de modéliser des grandeurs extensives, ici des débits et des flux. Compte tenu de la complexité du

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

fonctionnement hydraulique et du manque de connaissances sur la dynamique des différents apports, on a choisi une modélisation stochastique, fournissant des valeurs moyennes mais surtout des distributions des valeurs possibles autour de ces moyennes. Nous présentons dans cette section les modèles statistiques permettant de décrire les différentes variables, et qui seront implémentés dans un outil de simulation de type Monte Carlo présenté dans la section suivante.

La modélisation est menée quasi-indépendamment pour les volumes et masses journaliers d'une part et d'autre part pour leur répartition intrajournalière relative (exprimées en % des valeurs journalières). En effet ces répartitions sont représentatives du rythme quotidien des activités et de leur répartition dans l'espace, qui peuvent être plus reproductible que les volumes et les masses produits. Cette hypothèse sera vérifiée par une classification automatique.

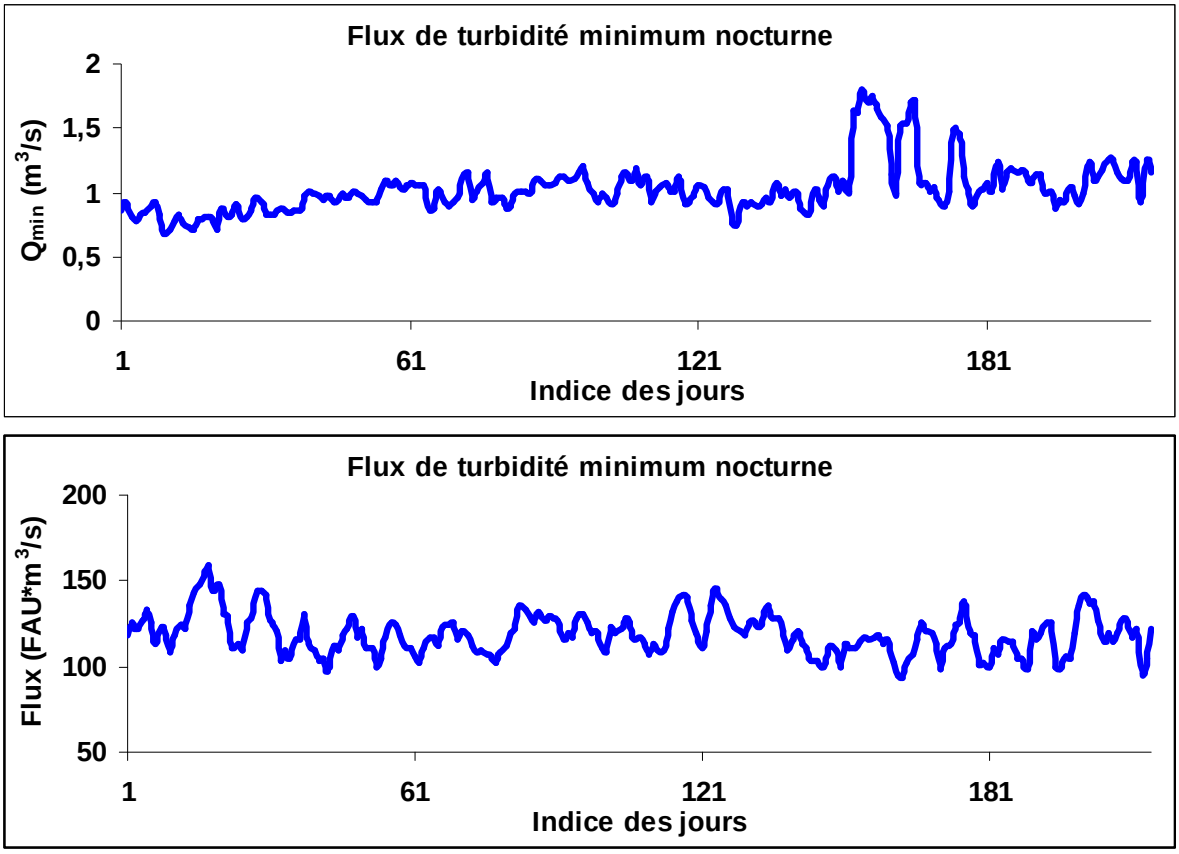


Figure 105 : Variation du débit et du flux de turbidité minimum nocturne en fonction des jours (ordre chronologique) (filtre moyen de 5 min)

Par ailleurs le traitement des débits et des flux est un peu différent du fait de la présence des eaux claires parasites : celles-ci influencent les débits et leur répartition intrajournalière par

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ajout d'une constante à toutes les valeurs, alors qu'elles sont sans effet sur la répartition des flux de turbidité (*Figure 105*).

Le débit Q_{ij} à l'heure *i* pour un jour *j* sera :

$$\boxed{Q_{ij} = V_{SQ\min_j} \times v_{ij} + Q_{\min_j}}$$

Avec $V_{SQ\min_j}$ volume du jour *j* sans le débit minimum nocturne $Q_{\min_j}$ du jour *j* ; et v_{ij} le débit horaire relatif par rapport à $V_{SQ\min_j}$ (nous avons $\sum_{i=1}^{24} v_{ij} = 1$).

De la même façon, le flux ϕ_{ij} à l'heure *i* pour un jour *j* est :

$$\boxed{\phi_{ij} = \Phi_j \times \varphi_{ij}}$$

Avec Φ_j masse du jour *j* et φ_{ij} le flux horaire relatif par rapport à Φ_j (nous avons $\sum_{i=1}^{24} \varphi_{ij} = 1$).

Donc, le modèle de débit nécessite la connaissance de 26 variables dont 2 interjournalières et celui de flux nécessite la connaissance de 25 variables dont 1 interjournalière.

3.2 Variabilité de la répartition des débits et des flux dans une journée

3.2.1 Hydrogrammes et pollutogrammes normalisés

Un hydrogramme journalier (respectivement un pollutogramme de flux journalier) est ainsi représenté dans un espace à $n \times pas$ dimensions avec n le nombre des pas de calcul du volume (ou du flux de turbidité) pour un jour donné. Nous avons testé plusieurs dimensions des hydrogrammes et des pollutogrammes des flux journaliers (15min, 30 min, 1h, 2h, 6h). La description du profil des débits et des flux par tranche horaire a été retenue pour décrire la journée, car c'était il est apparu que les classifications obtenues avec cette description étaient facilement interprétables. De plus cette description permet d'obtenir une dispersion plus faible que des pas de temps plus courts, et simplifie la prise en compte des multiples covariances

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

intervenant dans les modèles. La classification a été utilisée pour optimiser les variations intrajournalières entre les différents pas de temps (voir les détailles après).

La *Figure 106* détaille la méthode utilisée pour construire un profil du débit d'une journée pour effectuer la classification. Le calcul se fait en trois étapes. L'étape (1) évalue et soustrait le débit minimum nocturne de l'hydrogramme brut de débit. Cette étape est omise pour la répartition des flux de turbidité. L'étape (2) effectue un rééchantillonnage des débits et des flux au pas de temps utilisé pour la classification, ici un pas de temps horaire. Enfin, dans l'étape (3), nous normalisons ces valeurs horaires par une valeur journalière (volume total diminué du volume correspondant au débit minimum, ou masse totale).

La *Figure 107* illustre les variations inter journalières de la répartition intra journalière du débit relatif horaire v_{ij} et du flux relatif horaire φ_{ij} sur le site de Clichy. Ces graphiques prennent en compte tous les jours de temps sec de l'année 2006 (215 jours).

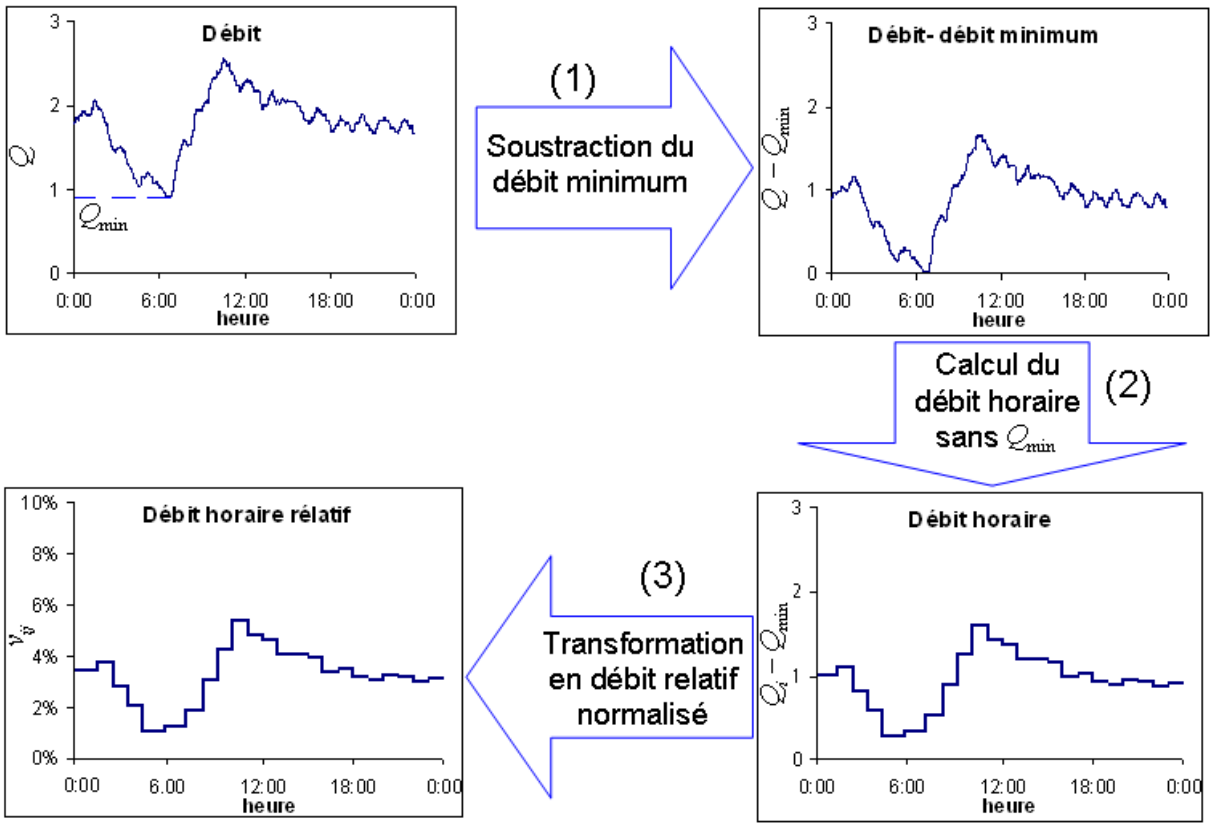


Figure 106 : Principe de construction des débits horaires relatifs pour une journée

Ce premier calcul ne fournit pas un véritable modèle car nous verrons plus loin qu'il faut prendre en compte les covariances entre les valeurs horaires. Cependant les dispersions

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

importantes observées autour des valeurs moyennes suggèrent de chercher à les réduire en regroupant les journées par classes homogènes. Pour mener à bien l'étape de reconstitution (simulation stochastique d'une journée donnée) il faudra que les classes retenues soient suffisamment bien identifiées pour pouvoir affecter a priori une journée donnée à l'une des classes identifiées. On songe bien sûr à un critère calendaire, mais on peut envisager de nombreuses possibilités : 7 classes (correspondant aux jours de la semaine), 3 classes (jours de semaine samedi et dimanche), 2 classes (jours ouvrables et jours fériés), distinguer ou non les vacances scolaires, les mercredis…. Une typologie optimale doit minimiser la dispersion intraclasse vis-à-vis de la dispersion interclasse, tout en étant interprétable pour affecter des nouvelles journées. Nous avons recherché une telle typologie à l'aide d'un outil de classification automatique : « la classification hiérarchique ascendante ».

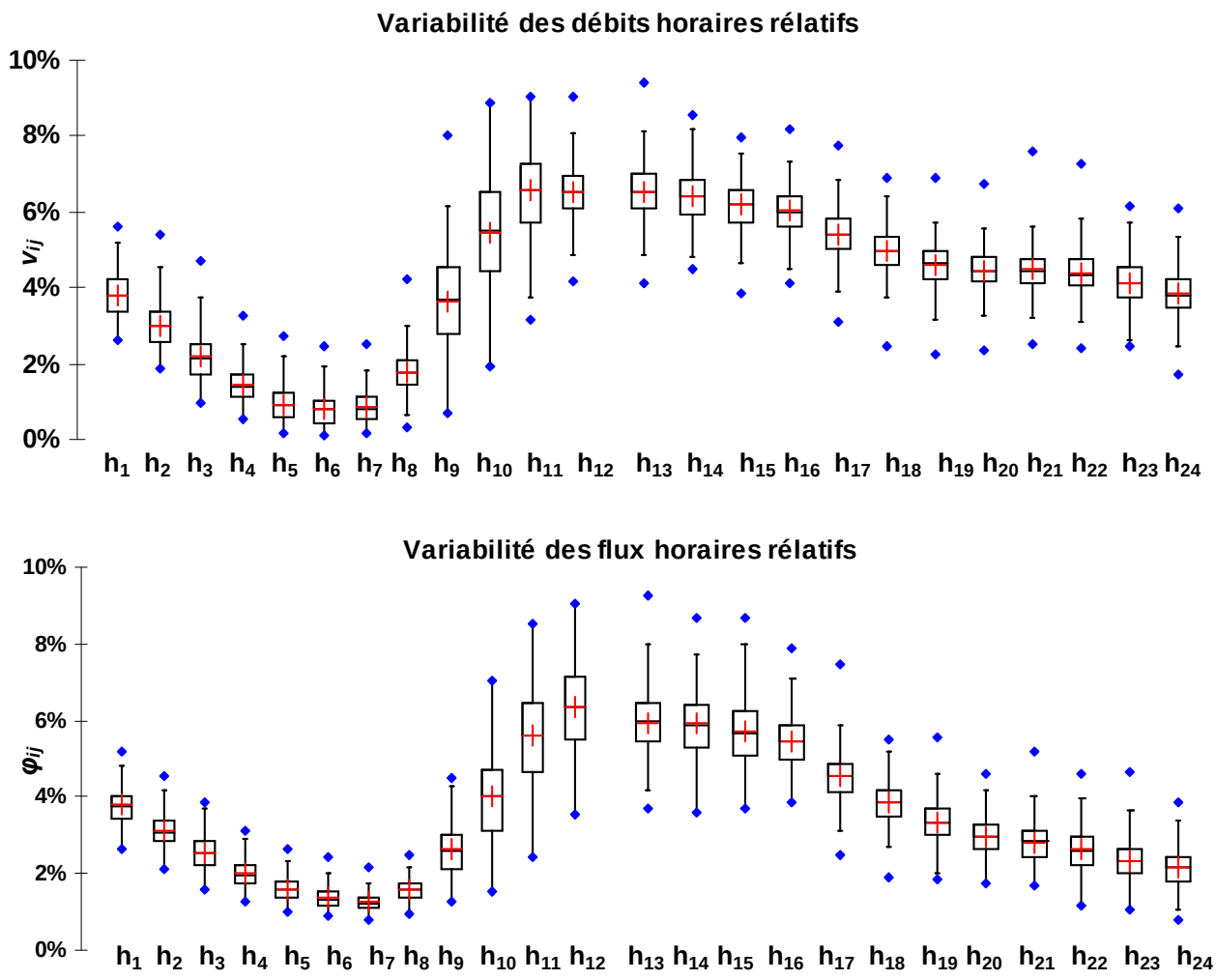


Figure 107 : Variabilité interjournalière et intrajournalière de débits horaires relatifs et de flux horaires relatifs à Clichy

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.2.2 Classification hiérarchique ascendante

3.2.2.1 Méthodes et outils de classification

Une description détaillée des méthodes de classification est disponible dans (Escofier and Pagès, 2008).

Les méthodes de classification ont pour but de partitionner en classes homogènes un ensemble d'individus (un individu est une observation, dans notre cas, un profil de débit ou de flux relatif horaire: il est représenté par un vecteur de 24 valeurs). Il existe deux types de méthodes de classification : les méthodes dites hiérarchiques et les méthodes non hiérarchiques:

Les méthodes hiérarchiques fournissent une suite de partitions en classes d'effectif de plus en plus importantes pour les méthodes ascendantes ou de plus en plus faibles pour les méthodes descendantes. Il faut ensuite choisir parmi ces partitions celle qui est la mieux adaptée au problème traité.

Les méthodes de classification non hiérarchique ne fournissent qu'une partition en un nombre de classes toujours fixé au départ La classification non hiérarchique est utilisée si nous fixons le nombre de classes *k* à former.

Compte-tenu de l'objectif d'optimisation que nous visons, nous nous sommes orientés vers les méthodes hiérarchiques. En pratique, les difficultés calculatoires rencontrées par l'approche descendante font que la méthode ascendante est de loin la plus répandue des deux, et c'est donc celle-ci que nous avons utilisée.

3.2.2.2 Principe de la classification hiérarchique ascendante

La méthode CHA suppose que nous disposons d'une mesure de similarité entre les individus. Dans le cas de points situés dans un espace euclidien, nous pouvons utiliser la distance euclidienne $d_{(x,y)}$ entre deux individus x et y comme mesure de cette similarité :

La distance entre deux profils du débit horaire relatif ou entre deux profils du flux horaire relatif des jours d'indices *i* et *j* sera alors :

$$d_{Débit}(i,j)=\sqrt{\sum_{k=1}^{24}\left(v_{ki}-v_{kj}\right)^2} \quad \text{ou } d_{Flux}(i,j)=\sqrt{\sum_{k=1}^{24}\left(\varphi_{ki}-\varphi_{kj}\right)^2} \text{ (sans unités)}$$

Le calcul se fait d'une façon indépendante pour le débit et pour le flux.

Plus généralement il faut définir une distance entre classes cohérente avec la précédente. En effet :

Au départ, chaque individu constitue une classe. La méthode ascendante procède par étape et agrège à chaque étape deux classes selon un critère qui sera détaillé plus loin, et itère ce processus jusqu'à obtenir une classe unique.

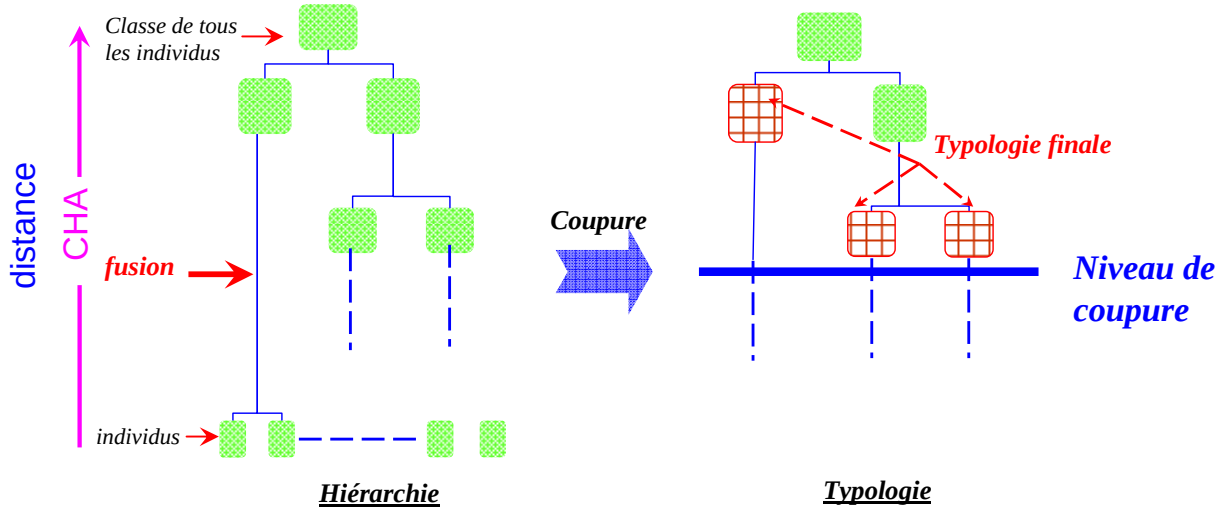


Figure 108 : Le dendrogramme et la typologie pour un niveau de coupure

Dans le cas de la distance euclidienne, le critère d'agrégation le plus utilisé est celui de Ward (Fontanazza *et al.*, 2011). Il vise à ***maximiser la variance entre les classes***. Ce critère permet de définir la distance entre la fusion de deux classes d'individus $C_1 \cup C_2$ avec une troisième classe C_3 d'effectifs respectifs n_1, n_2 et n_3 par la formule Lance-Williams (Lance and Williams 1967):

$$d\left(C_1 \cup C_2, C_3\right)=\frac{n_1+n_3}{n_1+n_2+n_3}\times d\left(C_1,C_3\right)+\frac{n_2+n_3}{n_1+n_2+n_3}\times d\left(C_2,C_3\right)-\frac{n_3}{n_1+n_2+n_3}\times d\left(C_1,C_2\right)$$

Ces regroupements successifs produisent un arbre binaire de classification que l'on appelle le dendrogramme (*Figure 108*, *Hiérarchie*), dont la racine correspond à la classe regroupant l'ensemble des individus. Ce dendrogramme représente une hiérarchie de partitions.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Nous pouvons alors choisir une partition en tronquant le dendrogramme à un niveau donné (*Figure 108*, *Typologie*).

3.2.2.3 Choix du niveau de coupure et interprétation

Le critère de choix du niveau de coupure dépend de l'interprétation et du sens des classes obtenues pour ce niveau de coupure. Autrement dit, si nous trouverons un facteur explicatif des jours dans chaque classe comme le facteur calendaire pour un niveau de coupure donné, nous déciderons que ce niveau est pertinent. Pour dégrossir le problème 3 niveaux de coupure ont été choisis : 10, 20 et 30 classes. Ensuite, nous interprétons les classes obtenues en termes calendaires et nous testons la sensibilité du nombre de classes d'effectifs prépondérants obtenues par rapport au niveau de coupure.

Le dendrogramme d'une classification est en général illisible (ici nous avons 215 jours) et on préfère des représentations plus synthétiques.

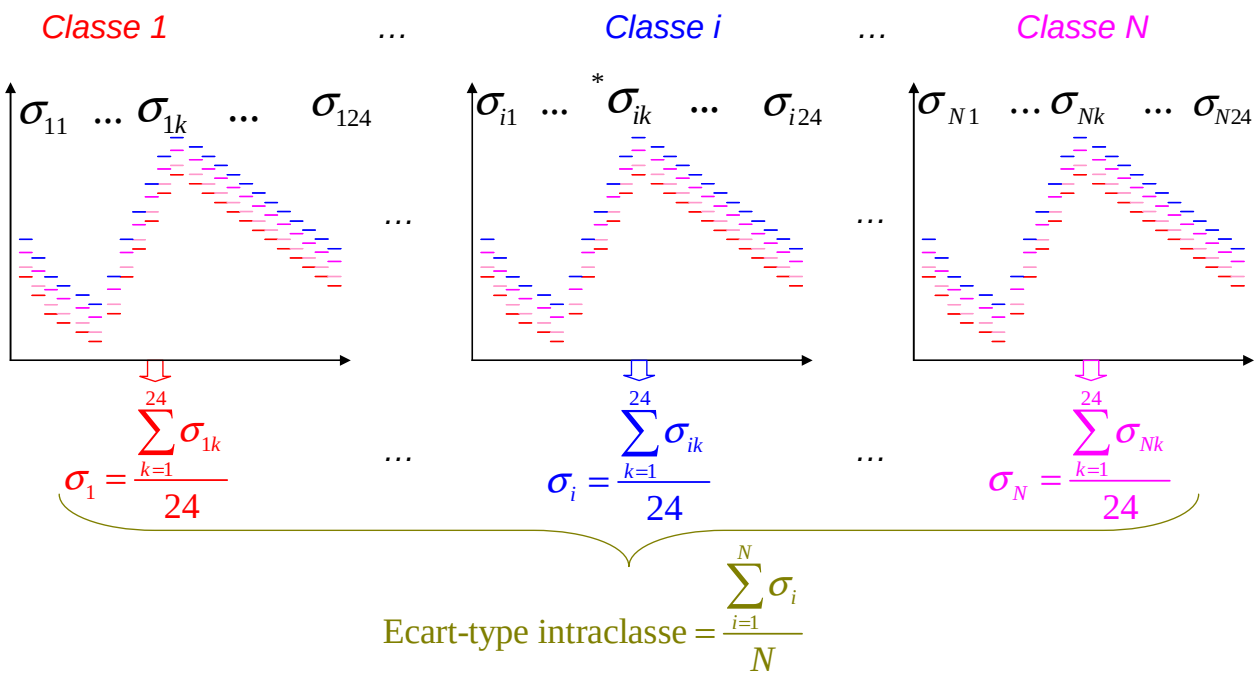


Figure 109 : Illustration du calcul de l'écart-type intraclasse; σ_{ik}^* est l'écart-type des débits ou flux relatifs de la tranche horaire k des jours de la classe i.

Pour ce faire nous avons retenu l'indicateur « ***Ecart-type moyen intraclasse des valeurs horaires***» qui est spécifiquement adapté à notre application, puisqu'il évalue globalement la dispersion des valeurs horaires que l'on cherche à modéliser (Aumond et al. 2001). C'est un

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

indicateur de la stabilité du nombre de classes prépondérantes en fonction de niveau de coupure N_c. En effet, il diminue avec le nombre N_c et se stabilise à partir d'un certain niveau de coupure. La *Figure 109* illustre le calcul de cet écart-type pour une classification donnée et pour un niveau de coupure N_c. Sa valeur représente la moyenne interclasse des moyennes des écart-types horaires dans chaque classe.

Pour un niveau de coupure cet indicateur global sur l'ensemble des classes est complété par un indicateur sur les distributions à l'intérieur de chaque : la ***courbe d'agglomération*** qui fournit pour chaque classe la distribution classée par ordre croissant de la somme quadratique des écarts par rapport au profil médian de la classe, et qui correspond à la distance qu'utilise le protocole de classification. La forme de cette courbe donne une indication sur la forme de la distribution des profils à l'intérieur de chaque classe. Si des sauts d'homogénéité existent dans une classe, ils apparaissent sous la forme d'un saut de la courbe d'agglomération.

3.2.3 Résultats de la CHA

3.2.3.1 Écart-type moyen intraclasse

L'évolution de la dispersion des écarts-types intraclasse des débits et des flux par tranches horaires est évaluée pour chaque niveau de coupure.

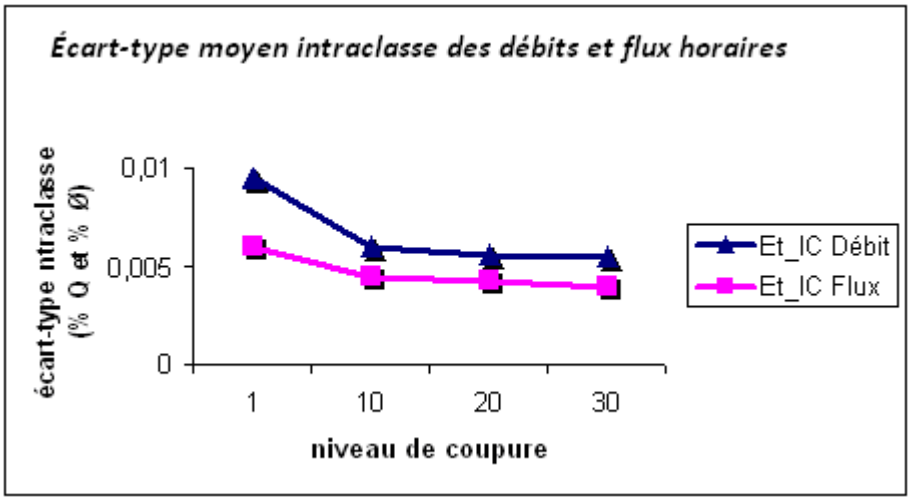


Figure 110 : Evolution des écarts-types intraclasse de flux et du débit à différente niveau de coupure

La *Figure 110* illustre ces écart-types pour les quatre niveaux de coupure du dendrogramme en 1 (toutes les données est une seule classe), 10, 20 et 30 classes. Nous remarquons une

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

stabilité dès le niveau de coupure 10 que ce soit pour le débit et pour le flux. Ceci indique que le nombre des classes majeures dans la classification se stabilise entre le niveau de coupure 1 et le niveau de coupure 10.

3.2.3.2 Classes obtenues

Le *Tableau 30* présente l'effectif et les pourcentages de ces deux classes en fonction de trois niveaux de coupure choisis. Pour les 3 niveaux nous obtenons deux classes majeures dont l'effectif est prépondérant devant celui des autres classes. Selon le niveau de coupure choisi et la classe considérée, les deux classes majeures représentent 75% à 92% de l'effectif des jours utilisés pour faire cette classification. Donc les petites classes ne représentent que quelques jours (entre 20 et 50 jours parmi 215 jours). La stabilité du nombre de classes majeures et de leur effectif explique la stabilité des écarts-types moyens intraclasse des valeurs horaires pour les trois niveaux de coupure du dendrogramme.

Tableau 30 : Effectifs et pourcentage par rapport à l'effectif total (215) des classes aux différents niveaux N_c

Niveau de coupure (N_c)		10				20				30			
		effectif		pourcentage		effectif		pourcentage		effectif		pourcentage	
Débit	**Classe 1**	56	197	26%	92%	47	174	22%	81%	41	162	19%	75%
	Classe 2	141		66%		127		59%		121		56%	
Flux	**Classe 1**	53	190	25%	89%	44	167	20%	77%	41	157	19%	73%
	Classe 2	137		64%		123		57%		116		54%	

Les autres classes ont des effectifs inférieurs à 8 jours pour les trois niveaux de coupure choisis que ce soit pour le flux ou pour le débit. La plupart de ces jours présentent une certaine perturbation (*Figure 111*). Pour le débit (*Figure 111,(a)*), il y a quelques jours (généralement le lundi) où nous voyons une perturbation dans le signal débit pourrait être liée à des travaux en réseau de Clichy ou à de problèmes d'acquisition des données. Ces perturbations de débits perturbent aussi le signal de turbidité (*Figure 111,(b)*), où des pics apparaissent qui peuvent être liés à des remises en suspension locale. D'autres journées atypiques concernant les flux sont dues à des pics de turbidité, sans variation de débit associée.

On pourrait peut-être développer une méthode de validation basée sur cette classification, mais nous n'avons pas exploré plus avant cette voie.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

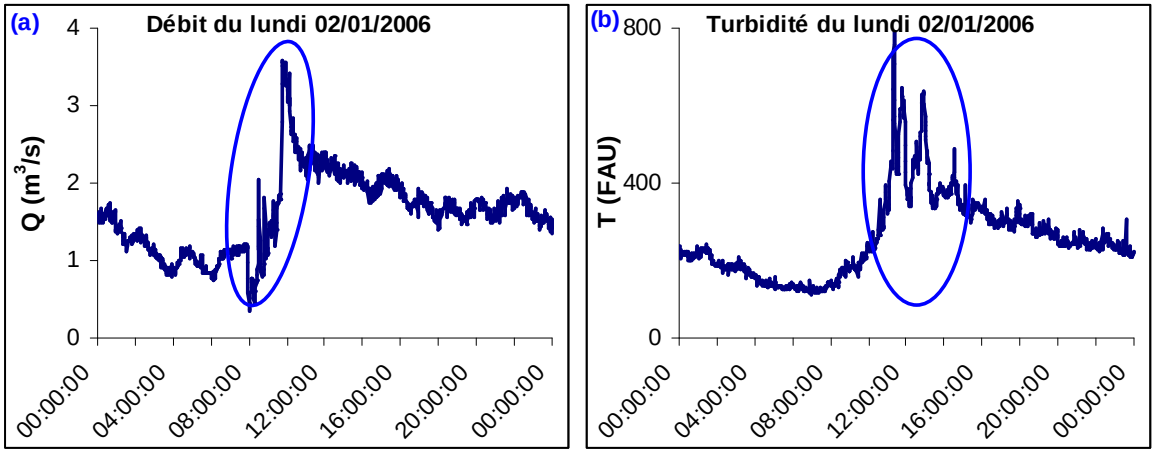


Figure 111 : Exemple de perturbation du signale de débit et celui de turbidité

3.2.3.3 Courbes d'agglomérations par classe

La *Figure 112* illustre les courbes d'agglomérations des distances par classe pour le débit et le flux relatifs pour les trois niveaux de coupure choisis.

On observe que les distances euclidiennes quadratiques médianes ou même maximum sont très comparables pour les deux classes principales, et pour les trois niveaux de coupure, avec une valeur plus élevée et moins uniforme pour les débits que pour les flux. Quelques faibles discontinuités apparaissent dans les courbes du débit et du flux pour les coupures à 10 et 20 classes. Ces sauts disparaissent dans le cas de la coupure au niveau 30 du dendrogramme, pour lequel les classes emblent plus homogène. On remarque également une dispersion intraclasse par rapport aux profils médians.

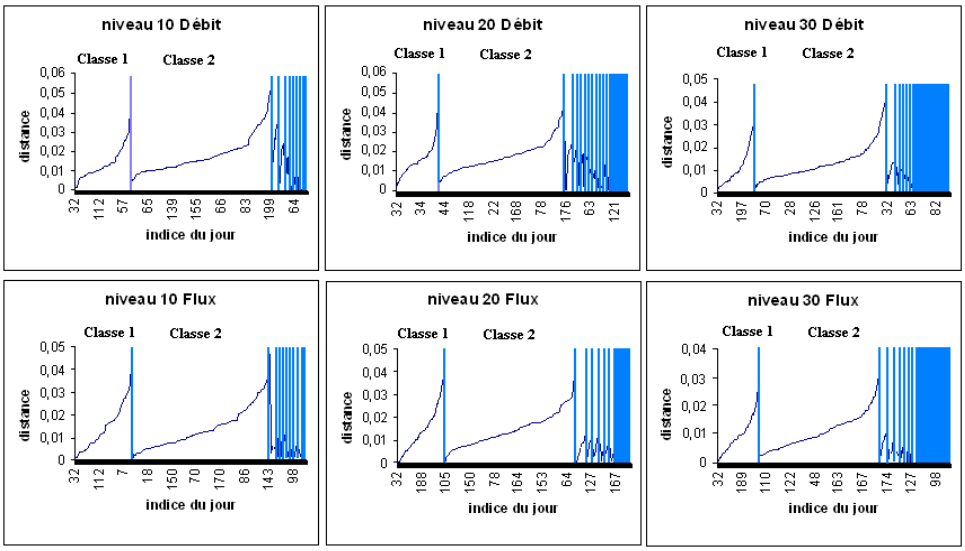


Figure 112 : Courbes d'agglomérations des distances euclidiennes quadratiques pour le débit et le flux relatifs (sans unités)

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.2.3.4 Profils-types obtenus

La *Figure 113* présente les profils-types du débit relatif horaire (*Figure 113* (a)) et du flux relatif horaire (*Figure 113* (b)) obtenus pour les trois niveaux de coupure choisis. Nous constatons que les trois séries de chaque profil sont presque identiques. Ils sont parfaitement stables et indépendants des niveaux de coupures choisis. La différence majeure entre les deux classes est le décalage horaire entre les pics diurnes, qui se traduisent par des différences importantes lors de la période matinale, de 7 h à 12h en heures légales.

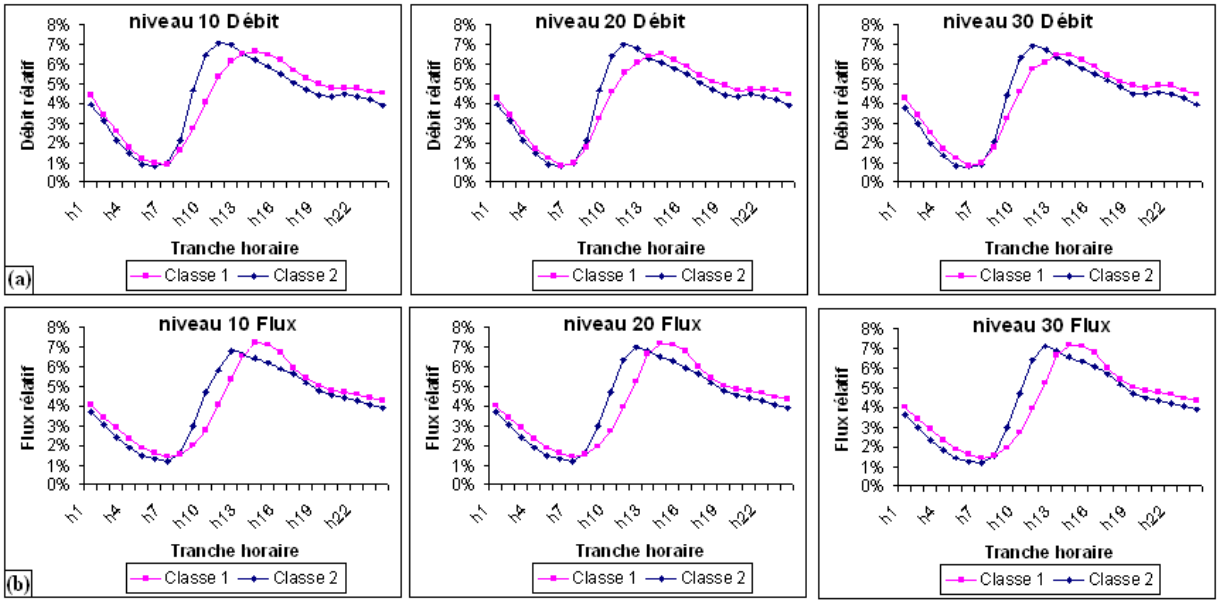


Figure 113 : Profils-types de deux classes obtenues pour le débit et le flux et pour les trois niveaux de coupure choisis

3.2.3.5 Interprétation calendaire des deux classes majeures

La répartition des effectifs par classe et par type de jour calendaire est donnée pour les trois niveaux de coupure, dans le *Tableau 31* ci après. Nous constatons qu'aux trois niveaux de coupures, que ce soit pour le débit ou le flux, le type de jours « ouvrables » ou fériés semble constituer un facteur explicatif pertinent. En effet, la classe 1 est caractéristique des jours fériés (week-end et jours fériés), et la classe 2 est caractéristique des jours ouvrables, de lundi à vendredi. Quelques samedis apparaissent dans la classe 2 mais ils restent faibles en effectifs. Les jours fériés hors week-end sont repartis entre les deux classes mais le pourcentage d'appartenance à la classe 1 est plus grand.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

De plus, nous constatons une bonne similitude entre les jours de la classe 1 (respectivement 2) du débit et ceux de la classe 1 (respectivement 2) de flux. En effet, plus de 80 % des jours caractéristiques de chaque classe sont communs entre les deux classes (*Tableau 31*).

Tableau 31 : Interprétation calendaire des deux classes obtenues aux différents niveaux de coupure pour le débit et le flux

(* JFHWE : Jours fériés hors weekends ; ** JF : jours fériés et weekends). ***La concordance est calculée en moyennant les jours communs entre le flux et débit dans la même classe par la totalité des jours obtenus dans la classe qui a l'effectif minimum.

Jours de la semaine			Lun	Mar	Mer	Jeu	Vend	Sam	Dim	JFHWE*	Totale	% JF**
Débit	Classe 1	niveau 10	1	1	3	1	2	21	23	4	56	86
		niveau 20	1	1	2	1	2	16	20	4	47	85
		niveau 30	1	0	2	0	1	14	19	4	41	90
	Classe 2	niveau 10	22	27	24	29	27	7	3	2	141	9
		niveau 20	19	26	23	28	25	4	1	1	127	5
		niveau 30	19	24	22	27	25	3	0	1	121	3
Flux	Classe 1	niveau 10	0	2	0	2	2	20	24	3	53	89
		niveau 20	0	2	0	2	2	16	20	3	45	87
		niveau 30	0	1	0	1	2	14	20	3	41	90
	Classe 2	niveau 10	20	25	25	25	26	8	4	4	137	12
		niveau 20	18	25	23	23	23	5	3	3	123	9
		niveau 30	18	24	22	22	23	4	1	2	116	6
Concordance Débit et Flux % des jours communs***	Classe 1	%	Nan	50	Nan	50	50	80	83	100		
	Classe 2	%	89	97	90	100	88	71	38	33		

3.2.3.6 Comparaison avec d'autres études

Cette observation est comparable avec deux études : une étude faite sur les profils de débit par (Aumond *et al.*, 2001) et une autre étude sur le profil des flux en utilisant le signal de turbidité par (Aumond and Joannis, 2006) :

La première a été faite en utilisant les données de débits acquises sur trois sites d'études Nantais. (Aumond *et al.*, 2001) ont trouvé que la description des hydrogrammes en valeurs

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

relatives après soustraction préalable du débit minimum nocturne est la meilleure description interprétable en termes calendaires. De plus, ils ont trouvé que trois profils suffisent à décrire les variations horaires des débits et correspondent aux jours de la semaine, aux samedis et aux dimanches sur le site de Bouhier.

La deuxième étude a été faite sur les données de débit et turbidité acquises sur un réseau séparatif d'eaux usées à Nantes. (Aumond and Joannis, 2006) ont trouvé deux principaux profils qui peuvent décrire les variations horaires des flux correspondent aux jours de la semaine et aux weekends.

3.2.3.7 Conclusion

En conclusion, la classification automatique indique que sur le site de Clichy deux classes, correspondant respectivement aux jours ouvrables de semaine et aux week-ends et jours fériés permettent d'optimiser la variabilité autour des profils moyens de débits et de flux horaires relatifs associés à chaque classe. Ces profils sont indépendants des variations journalières ou saisonnières car nous avons neutralisé leurs effets par la normalisation par le flux journalier et la suppression du débit minimum nocturne.

Dans la suite nous nous basons sur ces profils moyens pour construire un modèle stochastique permettant de simuler une journée donnée comme une suite de 24 variables aléatoires corrélées entre elles.

3.2.4 Modélisation de la variabilité intra-journées (v_{ij} et φ_{ij})

3.2.4.1 Variabilité des débits normalisés et flux horaires relatifs par tranche horaire

Les résultats obtenus dans la typologie ont mis en évidences la présence de deux profils types pour les débits horaires relatifs v_{ij} et les flux horaires relatifs φ_{ij} interprétables en termes calendaires.

La variabilité de ces variables pour les deux classes obtenues sont illustrés *Figure 114* et *Figure 115*. On constate une amélioration considérable par rapport aux dispersions autour d'un profil unique (*cf. Figure 107*).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

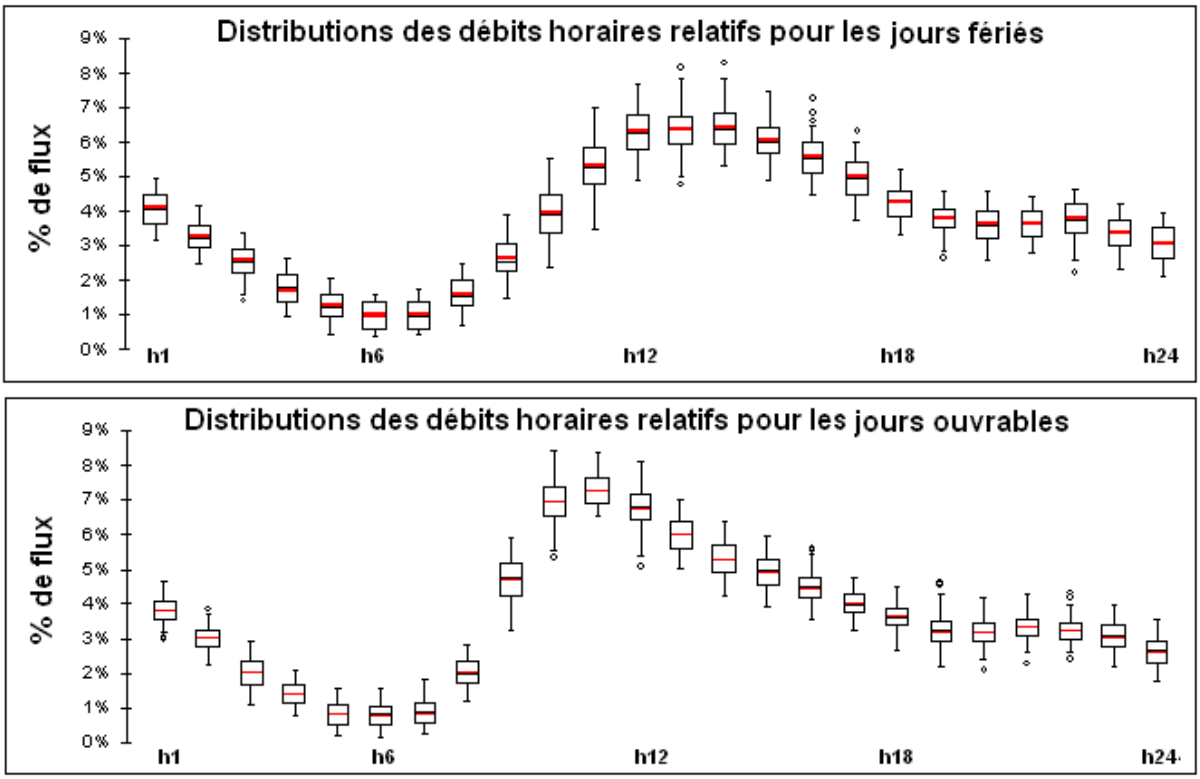


Figure 114 : Boîtes à moustaches des débits horaires relatifs pour les deux classes obtenues

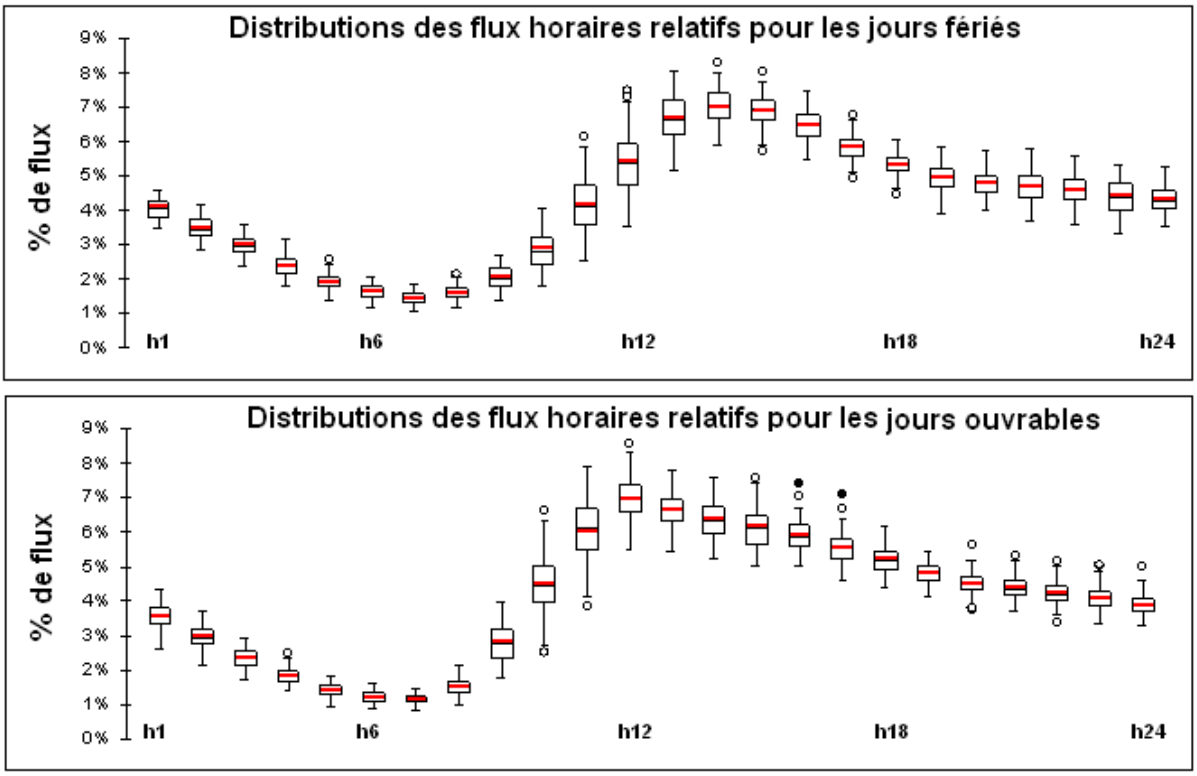


Figure 115 : Boîtes à moustaches des flux horaires relatifs pour les deux classes obtenues

Le test de Kolmogorov-Smirnov montre que, quelles que soient les tranches horaires pour v_{ij} et φ_{ij}, et que ce soit pour les jours fériés ou pour les jours ouvrables, la distribution des valeurs

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

par tranches horaire peut être approchée par une loi normale (Voir *Valeur p*). Le *Tableau 32* récapitule aussi les moyennes et les écart-types estimés pour ces distributions.

3.2.4.2 Corrélation entre v_{ij} et φ_{ij}

La distribution du débit relatif pour chaque tranche horaire est corrélée avec celle du flux relatif et cette corrélation doit être prise en compte dans le modèle (*Tableau 32* : *corrélation flux-débit*). Elle varie entre *0,5* et *0,9*.

Cette corrélation montre que les deux profils débit et flux horaires relatifs sont dépendants pour le même jour, ce qui n'a rien de surprenant compte tenu de la relative stabilité de la turbidité que nous avons montrée au *§2.2*.

3.2.4.3 Corrélation inter-tranche

Pour une classe et une variable donnée, les valeurs des diverses tranches horaires sont corrélées entre elles. Nous avons donc construit une matrice de corrélation de taille 24x24 pour le débit et pour le flux pour chaque classe. La *Figure 116* rassemble à titre d'exemple et sur un même graphique les corrélations entre les valeurs de différents tranches horaires de 0h à 8h pour les profils des débits horaires relatifs normalisés et pour les valeurs des flux horaires relatifs pour les deux classes obtenues. Toutes ces corrélations, et pour d'autres tranches horaires, sont significatives au seuil de 5% (*test de Pearson*).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Tableau 32 : Valeurs moyennes, écart-types et valeur p du test d'ajustement de Kolmogorov-Smirnov (*α=5%) pour les classes 1, 2 pour le débit et le flux

Tranche horaire			h1	h2	h3	H4	h5	H6	h7	h8	h9	h10	h11	h12	H13	h14	H15	h16	h17	h18	h19	h20	h21	h22	h23	h24
Débit	Classe 1 en % débit	Moyenne	4	3,2	2,5	1,7	1,3	1,0	0,9	1,6	2,6	3,8	5,2	6,2	6,7	6,9	6,6	6,5	5,8	5,2	4,9	4,7	4,8	4,8	4,6	4,4
		Ecart-type	0,6	0,6	0,6	0,6	0,5	0,5	0,4	0,5	0,9	0,8	0,8	0,6	0,5	0,6	0,4	0,7	0,5	0,4	0,4	0,5	0,5	0,5	0,6	0,6
		% p-value *	27	7	9	49	15	11	9	26	55	85	36	79	93	13	82	8	12	15	22	7	12	15	58	20
	Classe 2 en % débit	Moyenne	3,8	3	2	1,4	0,8	0,8	0,9	2	4,5	6,9	7,2	6,7	6,3	6	5,8	5,7	5,2	4,8	4,4	4,4	4,5	4,5	4,3	4
		Ecart-type	0,4	0,4	0,4	0,3	0,3	0,3	0,4	0,5	0,7	0,7	0,5	0,6	0,6	0,5	0,4	0,4	0,4	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4
		% valeur p *	10	11	25	17	10	13	25	22	20	38	21	22	49	73	14	55	14	89	34	59	10	75	9	25
Flux	Classe 1 en % flux	Moyenne	4,1	3,5	3	2,4	2	1,6	1,4	1,6	2,1	2,9	4,2	5,5	6,7	7	6,9	6,5	5,8	5,3	4,9	4,8	4,7	4,6	4,3	4,3
		Ecart-type	0,5	0,4	0,3	0,3	0,2	0,2	0,2	0,2	0,4	0,6	1	1	0,6	0,5	0,6	0,5	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,5	0,4
		% valeur p *	12	13	90	94	19	80	56	18	17	16	14	49	22	40	81	15	6	46	82	98	82	47	86	80
		Corrélation flux-débit	0,64	0,72	0,61	0,74	0,70	0,62	0,60	0,54	0,84	0,86	0,89	0,83	0,57	0,67	0,74	0,85	0,82	0,87	0,82	0,79	0,78	0,87	0,89	0,90
	Classe 2 en % flux	Moyenne	3,6	3	2,3	1,8	1,5	1,2	1,2	1,5	2,8	4,5	6,1	6,8	6,9	6,7	6,6	6,4	5,8	5,2	4,8	4,6	4,4	4,3	4,1	3,9
		Ecart-type	0,4	0,3	0,3	0,2	0,2	0,2	0,2	0,3	0,6	0,9	0,9	0,7	0,6	0,6	0,6	0,6	0,5	0,4	0,4	0,3	0,4	0,3	0,4	0,3
		% valeur p *	54	12	69	35	54	10	11	11	65	50	13	13	15	10	9	14	17	34	10	11	12	8	14	23
		Corrélation flux-débit	0,81	0,82	0,76	0,64	0,61	0,67	0,63	0,69	0,64	0,63	0,59	0,62	0,73	0,65	0,60	0,66	0,71	0,55	0,50	0,41	0,49	0,68	0,73	0,78

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

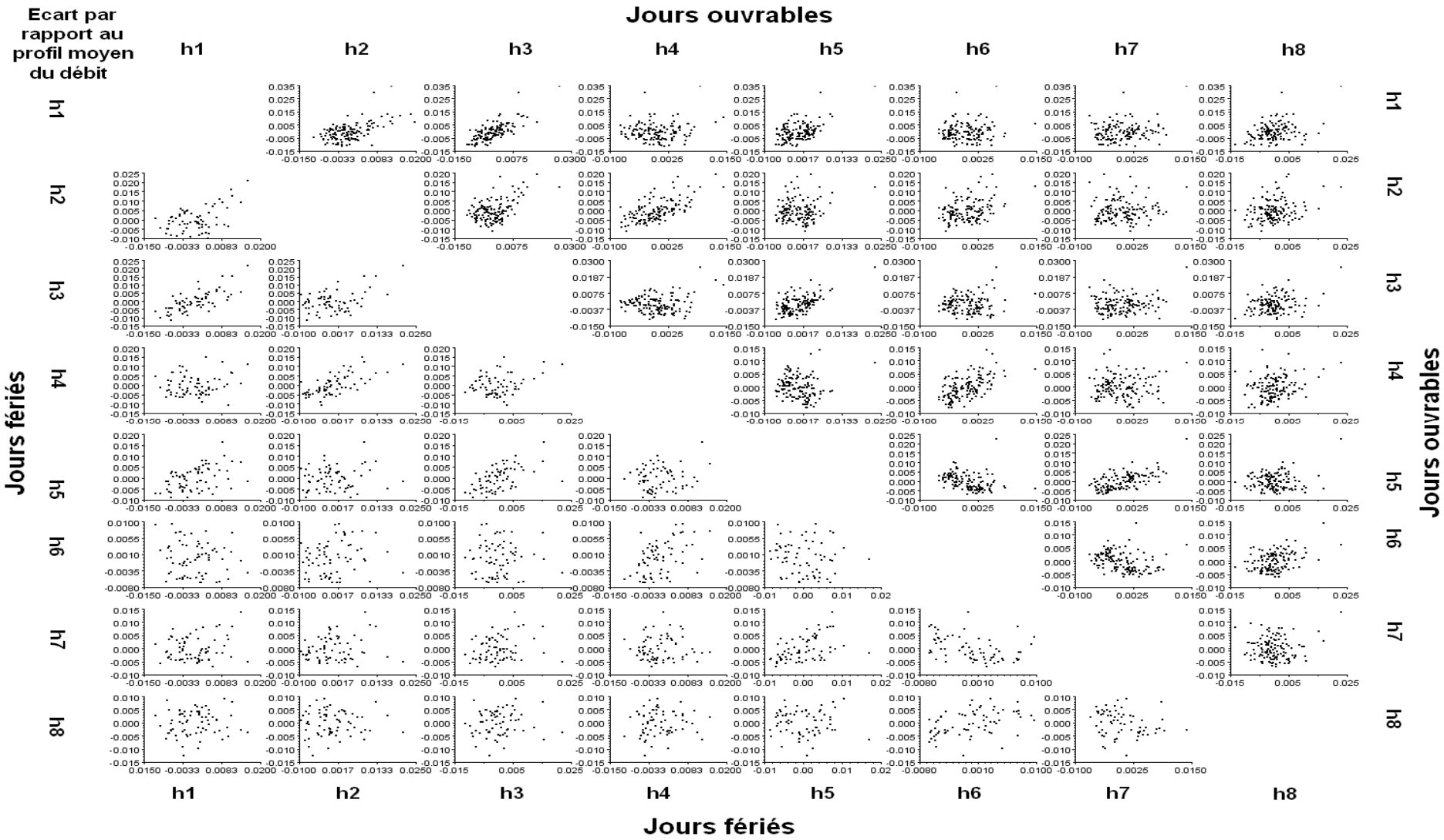


Figure 116 : Corrélations inter-tranches des écarts des débits horaires relatifs par rapport aux profils moyens entre 0h et 8h du matin pour les deux classes obtenues

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

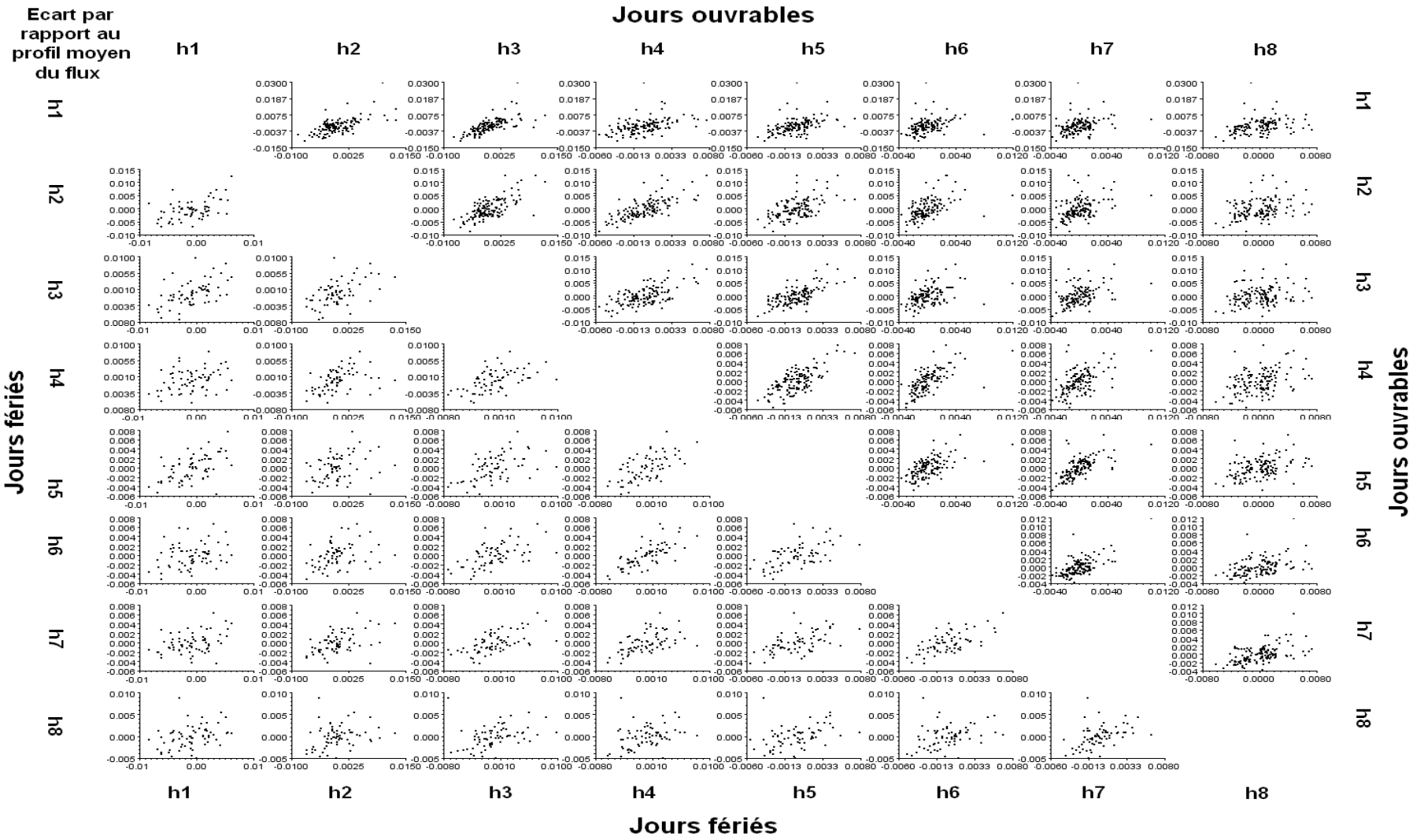


Figure 117 : Corrélations inter-tranches des écarts des flux horaires relatifs par rapport aux profils moyens entre 0h et 8h du matin pour les deux classes obtenu

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.3 Modélisation de la variabilité inter-journalière des volumes et des masses

Une tentative de classification automatique selon la méthode présentée pour la répartition intrajournalière a été réalisée pour les volumes, les débits minimum nocturnes et les masses journaliers. Mais les classes obtenues n'étaient pas très nettes et très difficilement interprétables, alors que visuellement le volume, le débit nocturne minimum et la masse semblent en moyenne dépendre de la saison. Dans cette section nous cherchons à préciser la distribution de ces paramètres pour pouvoir les simuler ensuite par une méthode de Monte Carlo et nous utiliserons une stratification selon les saisons et le type de jour (férié ou ouvrable) pour diminuer la dispersion de ces distributions.

3.3.1 Distributions des débits minimaux journaliers Qmin

Les distributions normales ajustées pour chaque saison sont acceptables au seuil de signification de 5% d'après le test de Kolmogorov-Smirnov. Le *Tableau 33* synthétise, pour les quatre saisons, les moyennes, les coefficients de variation et la *valeur p* du test de Kolmogorov-Smirnov pour la distribution normale de ces débits. Les débits minimums des saisons hiver, printemps et été présentent une bonne normalité, tandis que ceux de la saison d'automne ont une normalité douteuse car la *valeur p* du test de Kolmogorov-Smirnov est légèrement supérieure à 5% (*Tableau 33*).

La *Figure 118* illustre les distributions empiriques et les distributions ajustées du débit minimum nocturne pour chaque saison. Ces lois seront utilisées dans la simulation du débit minimum nocturne pour un jour à simuler.

Tableau 33 : Valeurs moyennes, coefficients de variation et le p-value du test de Kolmogorov-Smirnov (Le risque de rejeter l'hypothèse de normalité alors qu'elle est vraie) pour la normalité des distributions des débits minimums nocturnes pour les quatre saisons

Statistique	Hiver	Printemps	Eté	Automne
Q_{min} moyen (m^3/s)	0,86	1,02	1,00	1,26
Coefficient de variation (%)	10	8	10	22
Valeur p (%) (α=5%)	59	48	99	7

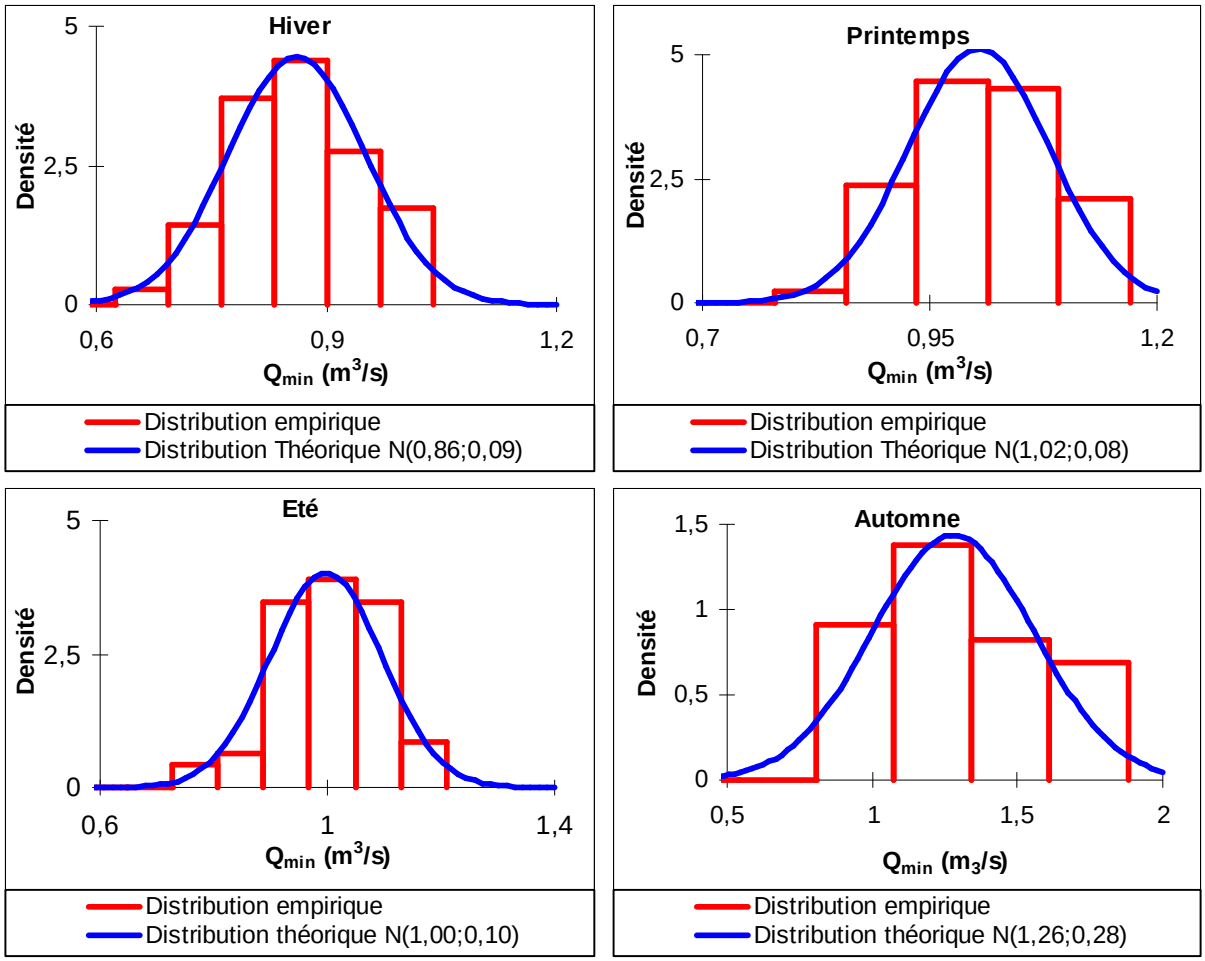


Figure 118 : Lois normales ajustées pour les débits minimums nocturnes par saison.

3.3.2 Distributions des masses et volumes journaliers

Dans la suite, nous modélisons le volume journalier normalisé (V_{SQmin}) pour décorréler les deux variables V_{SQmin} et Q_{min}.

Un test d'ajustement de Kolmogorov-Smirnov a montré que, quels que soient les cas, la normalité des distributions des V_{SQmin} et celles des masses journalières (Φ) ne peut pas être rejetée au seuil de signification de 5% (voir *Valeur p Tableau 34* et *Tableau 35*). Les distributions normales ajustées sont illustrées *Figure 119* et *Figure 120*. Les paramètres de ces distributions : moyennes et écart-types, sont récapitulées pour V_{SQmin} et Φ en fonction de type de jours et de la saison dans les *Tableau 34* et *Tableau 35*.

Les distributions du volume V_{SQmin} et de la masse M dans la même classe et même saison ont des fortes corrélations entre elles. Elles varient entre *0,52* et *0,92* (*Tableau 35*). Ces corrélations à l'échelle interjournalière reflètent la relation entre les débits et les masses

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

d'eaux usées au sens strict déjà évoquée au *§3.2.4.1* à l'échelle intrajournalière et traduite par une pente assez peu variable des courbes journalières débit-flux.

La corrélation entre le débit Q_{min} et le volume V_{SQmin} n'est pas significative au seuil de 5% pour toutes les saisons (test de Pearson) sauf pour l'Automne (*Figure 121*). La correction des débits journaliers par les débits nocturnes est donc efficace, mais en automne, la décorrélation souhaitée entre Q_{min} et le volume V_{SQmin} a joué dans le sens inverse du fait de la forte variabilité du Q_{min} pendant cette saison (corrélation négative significative). Le même résultat est obtenu entre la masse Φ et le débit Q_{min} sauf pour les jours fériés en hiver et en été (*Figure 122*).

Enfin, les distributions de ces trois variables ainsi que les corrélations entre elles, nous permettent de simuler la variabilité interjournalière des ces variables pour une saison donnée et un type de jour donné. La variabilité intrajournalière sera modélisée dans le paragraphe suivant en utilisant les profils types obtenus.

Tableau 34 : Valeurs moyennes, coefficients de variation et le p-value du test de Kolmogorov-Smirnov pour la normalité des distributions des volumes moyens journaliers sans les débits minimums nocturnes pour les quatre saisons et pour les deux classes obtenues (jours fériés (F) et jours ouvrables (O)). La dernière ligne est la corrélation volume normalisé et Q_{min} (les valeurs en gras ont une corrélation significative au seuil de 5%)

Statistique	Hiver		Printemps		Eté		Automne	
	F	O	F	O	F	O	F	O
Moyenne (l*EHN^{-1})	190	200	260	300	237	235	280	250
Coefficient de variation (%)	40	25	15	15	22	22	25	30
Valeur p (%) (α=5%)	84	24	77	99	50	62	33	82
Corrélation volume-Q_{min}	0,11	-0,06	-0,05	-0,10	0,12	-0,08	**-0,40**	**-0,60**
Effectif	19	31	20	36	21	40	**17**	**31**

Tableau 35 : Valeurs moyennes, coefficients de variation et le p-value du test de Kolmogorov-Smirnov pour la normalité des distributions des masses moyennes journalières pour les quatre saisons et pour les deux classes obtenues (jours fériés (F) et jours ouvrables (O)). La dernière ligne est la corrélation masse-volume normalisé et corrélation masse et Qmin (les valeurs en gras ont une corrélation significative au seuil de 5%)

Statistique	Hiver		Printemps		Eté		Automne	
	F	O	F	O	F	O	F	O
Moyenne (KFAU*l*EHN-1)	96	98	127	141	94	87	136	131
Coefficient de variation (%)	24	18	13	13	16	19	13	13
p-value (%) (α=5%)	22	40	47	92	97	95	86	84
Corrélation masse-volume	**0,90**	**0,92**	**0,91**	**0,70**	**0,73**	**0,70**	**0,66**	**0,52**
Corrélation masse-Q_{min}	**0,45**	0,09	0,19	-0,03	**0,64**	0,07	0,06	0,11

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

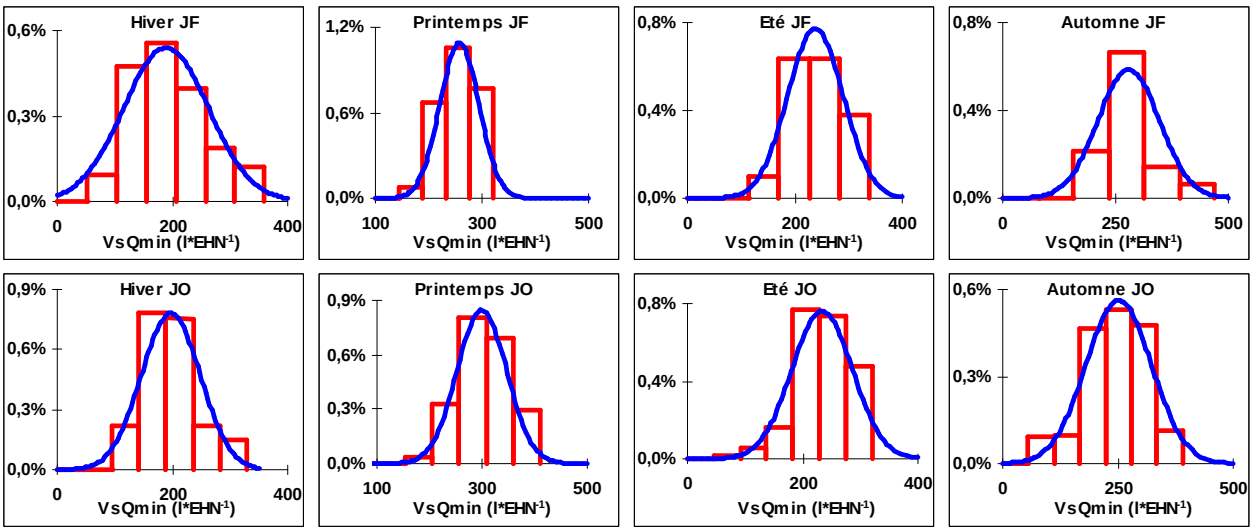


Figure 119 : Lois normales ajustées pour les volumes journaliers sans débit minimum nocturne par saison et par type de jour (JF : jours fériés et JF : jours ouvrables)

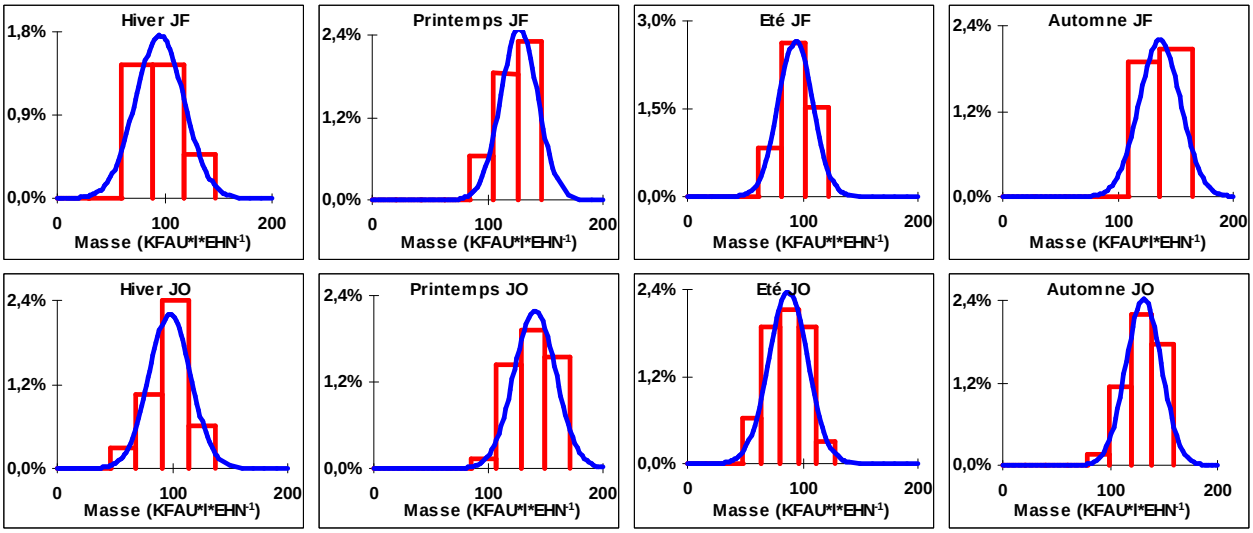


Figure 120 : Lois normales ajustées pour les masses moyennes journalières par saison et par type de jour (JF : jours fériés et JF : jours ouvrables)

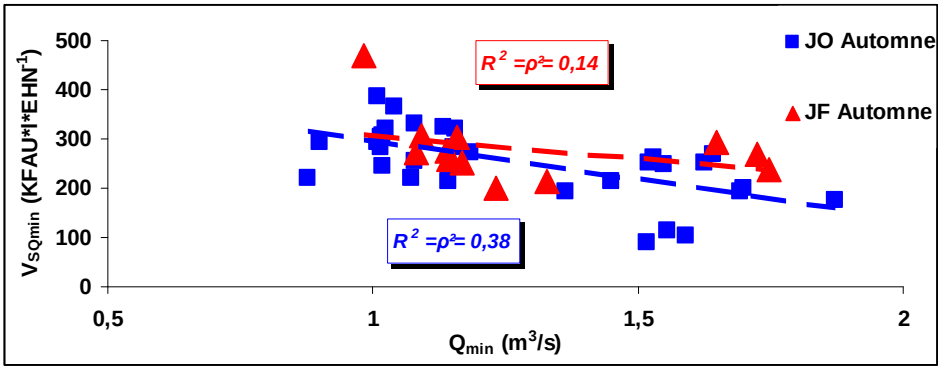


Figure 121 : Illustration de la corrélation entre le débit minimum nocturne Q_{min} et le volume V_{SQmin} pour les jours fériés et ouvrables en Automne (R^2 est le coefficient de corrélation du modèle linéaire et ρ est la corrélation entre V_{SQmin} et Q_{min})

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

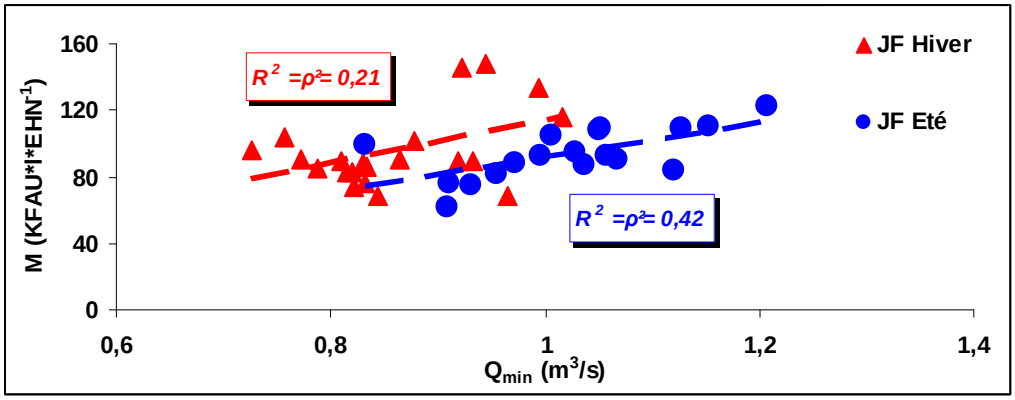


Figure 122 : Illustration de la corrélation entre le débit minimum nocturne Q_{min} et la masse journalière M pour les jours fériés en hiver et en été

4 SIMULATION D'HYDROGRAMMES ET DE POLLUTOGRAMMES JOURNALIERS DE TEMPS SEC

De ce qui précède, pour simuler un jour (un hydrogramme et un pollutogramme), il faut simuler deux profils en valeur relative (v_{ij} et φ_{ij}), un débit nocturne minimum (Q_{min}), un volume journalier normalisé (V_{SQmin}) et une masse journalière (M).

Nous avons vu que ces variables sont corrélées significativement entre elles à différentes échelles (inter ou intrajournalière). Avant de chercher à intégrer ces corrélations dans l'outil de simulation, nous allons vérifier l'impact des ces corrélations. Pour ce faire, nous allons mener un calcul de la variance des masses journaliers à partir des valeurs horaires des modèles statistiques, mais en négligeant les corrélations, et nous comparerons ces résultats aux valeurs observées. Ce calcul est mené pour les masses car il est plus simple à interpréter que pour les volumes du fait de l'absence de normalisation par le minimum nocturne. De plus Dans un souci pédagogique, nous commençons par présenter le cas simple d'un pollutogramme exprimé en valeurs absolues. Nous détaillons ensuite sa transformation en valeurs relatives, qui introduit une liaison supplémentaire forte entre les valeurs horaires du fait du cumul à 100%.

4.1 Impact des corrélations intrajournalières

4.1.1 Flux en valeur absolue

Si ϕ_i est le flux horaire à l'heure i, la masse journalière est $\Phi = \sum_{1}^{24} \phi_i$

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La variance de la variable Φ comporte un terme de variances des flux horaires et un terme de covariance de ces flux deux à deux

$$\sigma^2{}_{\Phi} = \underbrace{\sum_{i=1}^{24} \sigma^2{}_{\phi_i}}_{A} + \underbrace{2 \times \sum_{i=1}^{24} \sum_{j=i+1}^{24} \operatorname{cov}\left(\phi_i, \phi_j\right)}_{B}$$

avec $\sigma^2{}_{\phi i}$ la variance du flux de la tranche horaire *i*.

En faisant la somme des variances empiriques de masses horaires pour les jours fériés par exemple et en comparant le résultat à la variance empirique $\sigma^2{}_{\Phi}$ sur masse journalière nous obtenons les rapports des écart-types suivants : $\sqrt{\frac{\sigma^2{}_{\Phi}}{A}} \approx 3.75$

4.1.2 Flux en valeur relatives

Dans le cas des valeurs relatives, la masse sera

$$\phi_i = \Phi \times \varphi_i \text{ avec } \sum_1^{24} \varphi_i = 1 \text{ ou } \sum_1^{24} \phi_i = \Phi$$

Nous cherchons à préciser comment interviennent les covariances entre tranches horaires sachant que la somme des variances et des covariances des φ_i est nulles.

Si nous posons

$$\Delta\phi_i = \phi_i - \overline{\phi_i}$$
$$\Delta\varphi_i = \varphi_i - \overline{\varphi_i}$$
$$\Delta\Phi = \Phi - \overline{\Phi}$$

Avec $\overline{\phi_i}$, $\overline{\varphi_i}$ et $\overline{\Phi}$ les moyennes interjournalières de ϕ_i, φ_i et Φ respectivement.

Donc, nous pouvons écrire :

$$\phi_i = \overline{\Phi} \times \overline{\varphi_i} + \overline{\varphi_i} \times \Delta\Phi + \overline{\Phi} \times \Delta\varphi_i + \Delta\Phi \times \Delta\varphi_i$$

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Soit $\varepsilon_i = \Delta\Phi \times \Delta\varphi_i$, alors $\phi_i = \overline{\Phi} \times \overline{\varphi_i} + \overline{\varphi_i} \times \Delta\Phi + \overline{\Phi} \times \Delta\varphi_i + \varepsilon_i$

En pratique nous serons amenés à utiliser les hydrogrammes et pollutogrammes de temps sec comme des suites de valeurs horaires, ou comme des valeurs cumulées sur la durée d'un événement pluvieux. Nous allons donc commencer par étudier l'impact des covariances sur les flux horaires

La variance de la masse horaire ϕ_i est :

$$\sigma_{\phi_i}^2 = \sigma_{\Delta\phi_i}^2 = \begin{cases} \underbrace{\overline{\varphi_i}^2 \times \sigma_{\Delta\Phi}^2}_{A} + \underbrace{\overline{\Phi}^2 \times \sigma_{\Delta\varphi_i}^2}_{B} + \\ \underbrace{2 \times \overline{\Phi} \times \overline{\varphi_i} \times \operatorname{cov}(\Delta\Phi, \Delta\varphi_i)}_{C} + \\ \underbrace{\sigma_{\varepsilon_i}^2}_{D} + \\ \underbrace{2 \times \overline{\Phi} \times \operatorname{cov}(\Delta\varphi_i, \varepsilon_i)}_{E} + \underbrace{2 \times \overline{\varphi_i} \times \operatorname{cov}(\Delta\Phi, \varepsilon_i)}_{F} \end{cases}$$

On remarque que les covariances entre les valeurs successives des flux horaires relatifs φ_i n'apparaissent pas dans la variabilité des flux horaires

En calculant chaque terme de l'équation précédente à partir de tous les profils de masses à Clichy, nous obtenons le résultat illustré sur la *Figure 123*. Nous pouvons voir que les deux termes de variance *A* et *B* peuvent surestimer la variance des flux horaires $\sigma_{\phi_i}^2$ surtout en début de la journée. En moyenne on obtient une surestimation des variances 15% soit 6% pour l'écart type des flux horaire σ_{ϕ_i}. Le terme *C* de covariance entre $\Delta\Phi$ et $\Delta\varphi_i$ équilibre cette surestimation (ou sous-estimation, par exemple : $h_9 \rightarrow h_{13}$). Par exemple, la corrélation négative entre $\Delta\Phi$ et $\Delta\varphi_i$ (h_1 et h_8) indique que l'augmentation de la masse d'un jour à un autre s'accompagne d'une diminution des flux relatifs horaires de ces heures.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La *Figure 124* compare la contribution des termes principaux ABC et des termes DEF impliquent des écarts de second ordre ε_i. Ces derniers ne représentent que 0 à 5% de la variance des flux horaires $\sigma^2_{\phi_i}$.

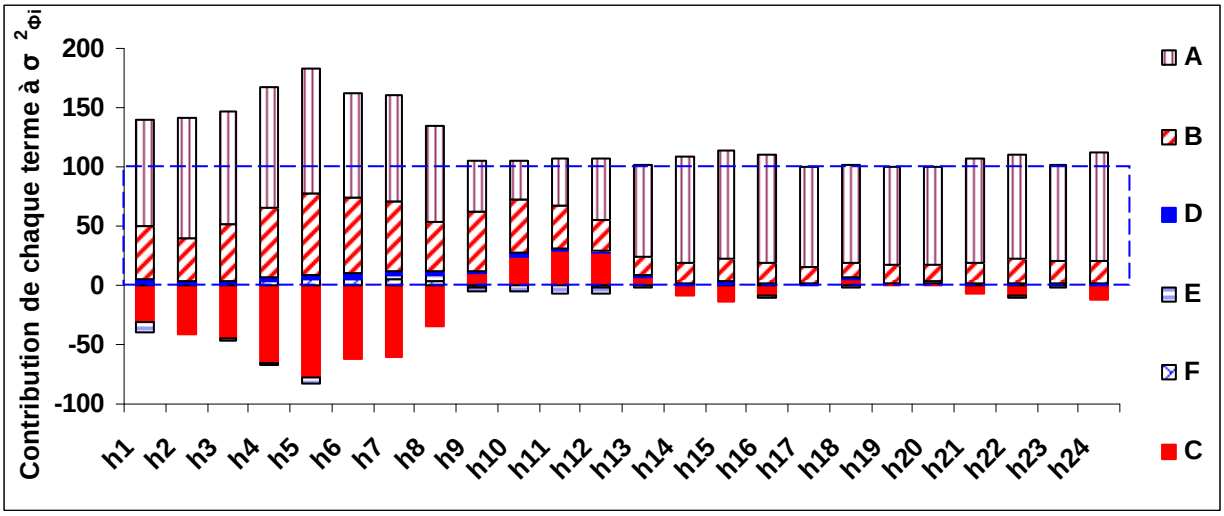


Figure 123 : Contribution de chacun de terme à la variance des flux horaires absolus

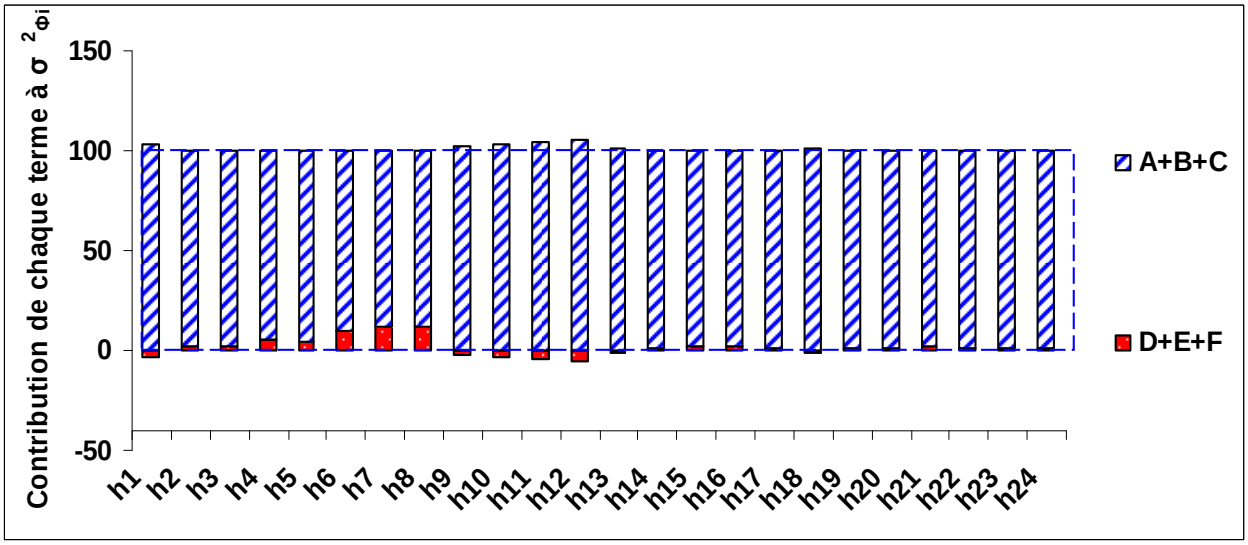


Figure 124 : Contribution de combinaison des termes sur la variance des flux horaires absolus

Pour passer à des valeurs cumulées sur la durée d'un événement, nous allons développer le calcul pour une journée entière, mais il est transposable à n'importe quelle durée. La *Figure 125* et l'équation suivante illustrent la décomposition de la variance de masse journalière σ^2_{Φ} en utilisant le modèle proposé.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

$$\phi_i = \overline{\Phi} \times \overline{\varphi_i} + \overline{\varphi_i} \times \Delta\Phi + \overline{\Phi} \times \Delta\varphi_i + \varepsilon$$

$$\Phi = \sum_{i=1}^{24} \phi_i = \sum_{i=1}^{24} \left(\overline{\Phi} \times \overline{\varphi_i} + \overline{\varphi_i} \times \Delta\Phi + \overline{\Phi} \times \Delta\varphi_i + \varepsilon \right)$$

$$\Rightarrow \quad \Phi = \begin{cases} \overline{\Phi} \times \overline{\varphi_1} + \overline{\varphi_1} \times \Delta\Phi + \overline{\Phi} \times \Delta\varphi_1 + \varepsilon_1 + \\ \overline{\Phi} \times \overline{\varphi_2} + \overline{\varphi_2} \times \Delta\Phi + \overline{\Phi} \times \Delta\varphi_2 + \varepsilon_2 + \\ \cdot \qquad \cdot \qquad \cdot \qquad \cdot \\ \cdot \quad + \quad \cdot \quad + \quad \cdot \quad + \quad \cdot \quad + \\ \cdot \qquad \cdot \qquad \cdot \qquad \cdot \\ \overline{\Phi} \times \overline{\varphi_{24}} + \overline{\varphi_{24}} \times \Delta\Phi + \overline{\Phi} \times \Delta\varphi_{24} + \varepsilon_1 \end{cases}$$

Figure 125 : Méthodologie de calcul de la variance de masse, les différentes flèches indiquent les différentes covariances à prendre en compte dans le calcul de la variance de la masse journalière Φ

$$\sigma_\Phi^2 = \begin{cases} \underbrace{\overline{\Phi}^2 \times \sum_{i=1}^{24} \sigma_{\Delta\varphi_i}^2}_{\mathbf{A}} + \underbrace{\sigma_{\Delta\Phi}^2 \times \sum_{i=1}^{24} \overline{\varphi_i}^2}_{\mathbf{B}} + \underbrace{\sum_{i=1}^{24} \sigma_{\varepsilon_i}^2}_{\mathbf{C}} + \\ \underbrace{24 \times \overline{\Phi} \times \sum_{i=1}^{24} \left(\overline{\varphi_i} \times \mathrm{cov}\left(\Delta\Phi; \Delta\varphi_i\right) \right)}_{\mathbf{D}} + \underbrace{24 \times \sum_{i=1}^{24} \left(\overline{\varphi_i} \times \mathrm{cov}\left(\Delta\Phi; \varepsilon_i\right) \right)}_{\mathbf{E}} + \\ \underbrace{\overline{\Phi} \times \sum_{i=1}^{24} \sum_{j=1}^{24} \mathrm{cov}\left(\Delta\varphi_i; \varepsilon_j\right)}_{\mathbf{F}} + \underbrace{2 \times \overline{\Phi}^2 \times \sum_{i=1}^{24} \sum_{j=i+1}^{24} \mathrm{cov}\left(\Delta\varphi_i; \Delta\varphi_j\right)}_{\mathbf{G}} + \\ \underbrace{2 \times \sum_{i=1}^{24} \sum_{j=i+1}^{24} \mathrm{cov}\left(\overline{\varphi_i}\Delta\Phi, \overline{\varphi_j}\Delta\Phi\right)}_{\mathbf{H}} + \underbrace{2 \times \sum_{i=1}^{24} \sum_{j=i+1}^{24} \mathrm{cov}\left(\varepsilon_i; \varepsilon_j\right)}_{\mathbf{I}} \end{cases}$$

$$\Rightarrow \sigma_\Phi^2 = A + B + C + D + E + F + G + H + I$$

Le calcul montre la contribution de chacun des termes A, B,…I (*Figure 126*)

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

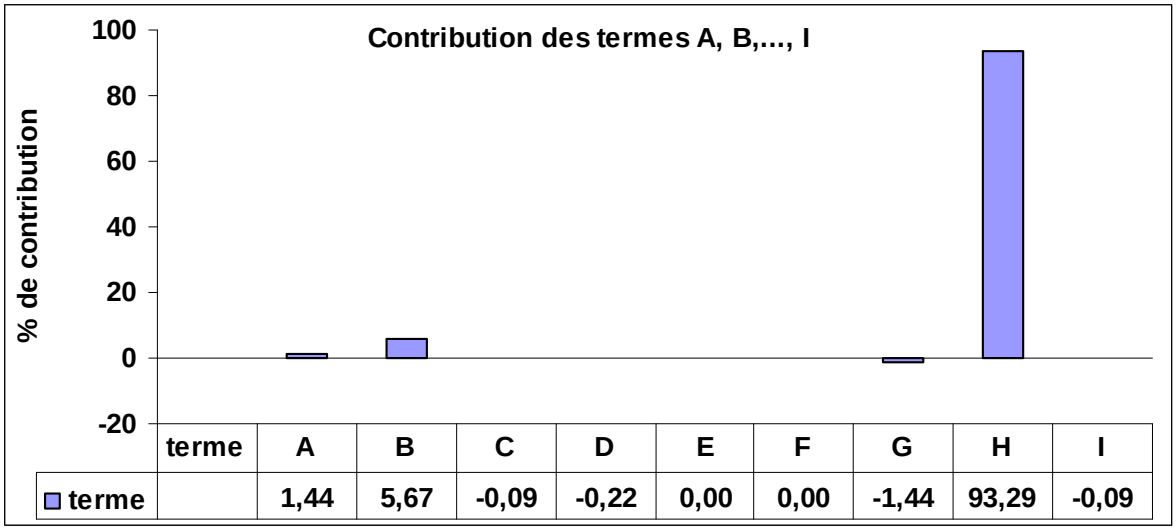


Figure 126 : Contribution de chaque terme sur la variance de la masse journalière σ^2_Φ

Cette décomposition montre aussi l'importance de la corrélation entre les valeurs successives et on retrouve le terme *H* qui fait intervenir les covariances entre les écartes des masses horaires absolues $\overline{\varphi_i} \times \Delta\Phi$ qui contribue à 93% à cette variance. Le facteur de la variation inter-tranche ne contribue que à 1,44% à la variation de la masse totale journalière (G) et équilibre le terme (A) qui est dû à la variation des valeurs relatives indépendamment les unes des autres. Les autres termes ont une très faible contribution. Et donc, la variance de la masse σ^2_Φ ne sera pas la somme de deux termes *A* et *B* car ces deux termes sous-estiment l'écart type σ_Φ du même facteur 4 observé pour les flux absolus.

On retrouve bien le résultat précédent, mais avec une décomposition différente de la variance.

4.1.3 Conclusion

Les différentes décompositions de la variance montrent l'importance de prendre en compte les corrélations intrajournalière mises en évidence dans le modèle afin de mieux estimer la variabilité de la masse journalière. Par ailleurs les corrélations débit-flux à l'échelle interjournalière seront prises en compte pour simuler une dynamique de flux dépendante de celle du débit pour un même jour. Pour ce faire une technique particulière sera intégrée aux simulations de Monte Carlo. Il s'agit de la transformée de Nataf, qui est présentée dans la section suivante.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

4.2 Tirage des nombres aléatoires corrélés : « Transformation de Nataf »

Les générateurs des nombres aléatoires dans les logiciels comme Scilab® sont des générateurs pour une loi univariée ou pour des lois multivariées indépendantes. Ces générateurs sont obtenues par le générateur d'une loi uniforme *[0, 1]* en utilisant leur fonction de répartition inverse. Il existe plusieurs méthodes mathématiques qui génèrent des variables aléatoires dépendantes comme la méthode qui prend le nom de « Transformation de Nataf » (Nataf, 1962). Cette méthode est basée sur une transformation des variables aléatoires dépendantes à simuler en des variables normalement distribuées et dépendantes selon une matrice de corrélation calculée à partir de celle des variables à simuler. Ensuite, ces variables normales obtenues sont décorrélées par une combinaison linéaire définie à partir des ces variables pour calculer des variables aléatoires indépendantes. Dans ce paragraphe, nous donnons une brève description de cette méthode (pour plus des détails, voir l'annexe I).

L'idée de la transformation de Nataf est de transformer un vecteur aléatoire $\{X_i\}_{i=1,2,...,n}$ en un vecteur aléatoire $\{U_i\}_{i=1,2,...,n}$ gaussien de même dimension, mais dont les composantes sont indépendantes, centrées et réduites. Cette transformation ne demande que la connaissance des moyennes m_{Xi}, des écarts-types σ_{Xi}, de la matrice de corrélation (ρ_{XiXj}) et de la distribution marginales F_{X_i} de X_i.

Cette transformation procède en deux étapes :

Nous appliquons une transformation des lois marginales de $\{X_i\}_{i=1,2,...,n}$ pour que le vecteur $\{\hat{U}_i\}_{i=1,2,...,n}$ résultant soit un vecteur gaussien à composantes centrées et réduites. Dans ce cas, la transformation de Nataf donne une estimation des corrélations entre les variables $\{\hat{U}_i\}_{i=1,2,...,n}$, c.à.d. nous calculons la matrice de corrélation $(\rho_{\hat{U}i\hat{U}j})$ à partir de (ρ_{XiXj}) et des paramètres des distributions de $\{X_i\}_{i=1,2,...,n}$.

Nous appliquons une transformation linéaire à $\{\hat{U}_i\}_{i=1,2,...,n}$ afin de décorréler ses composantes, ce qui revient à les rendre indépendantes. Nous obtenons ainsi le vecteur $\{U_i\} = \Psi^t \{\hat{U}_i\}$ où

Ψ est la décomposition de Cholesky de la matrice $\left(\rho_{\hat{U}i\hat{U}j}\right)$, c.à.d. $\left(\rho_{\hat{U}i\hat{U}j}\right) = \Psi\Psi^t$ (Ciarlet, 2001).

Pour faire un tirage des *n* variables corrélées dont les paramètres et les corrélations sont connues, nous précédons par un schéma inverse de la transformation de Nataf.

La généralisation à *n* variables est simple. Il faut définir les variables normales centrées unitaires non corrélées $(u_i)_{i=1,\mathrm{K},n}$ par un simple générateur des nombres aléatoires normaux et indépendants (comme *Rand*). Après, nous calculons les éléments de la matrice de corrélations $\left(\rho_{\hat{U}i\hat{U}j}\right)$ à partir de d'une relation de transformation entre deux variables donnée par (Nataf, 1962) ou une formulation empirique simple entre les variables données (Kiureghian and Liu, 1986) en fonction des distributions marginales et du coefficient de corrélation.

La transformation des variables $(u_i)_{i=1,\mathrm{K},n}$ en variables normales indépendantes $(\hat{u}_i)_{i=1,\mathrm{K},n}$ s'écrit alors :

$$\hat{u}_i = \sum_j \psi_{ij} u_i \Leftrightarrow (\hat{u}_i) = (\psi_{ij})(u_i)$$

Où (ψ_{ij}) est la matrice triangulaire inférieure de la décomposition de Cholesky de $\left(\rho_{\hat{U}i\hat{U}j}\right)$.

Enfin, nous calculons les variables simulées $\{X_i\}_{i=1,2,\ldots,n}$ par la méthode de la transformation inverse des lois marginales, c'est-à-dire:

$$x_i = F_{X_i}^{-1}\left(\Phi(\hat{u}_i)\right)$$

4.3 Simulation d'une journée

Le modèle proposé est un modèle qui simule une distribution d'hydrogrammes et de pollutogrammes de temps sec par type des jours JF ou JO pour chaque saison. Il combine le tirage aléatoire de valeurs absolues journalières et de profils de répartition relative intrajournalière. La méthodologie de tirage du jour est illustrée dans la *Figure 127* .

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

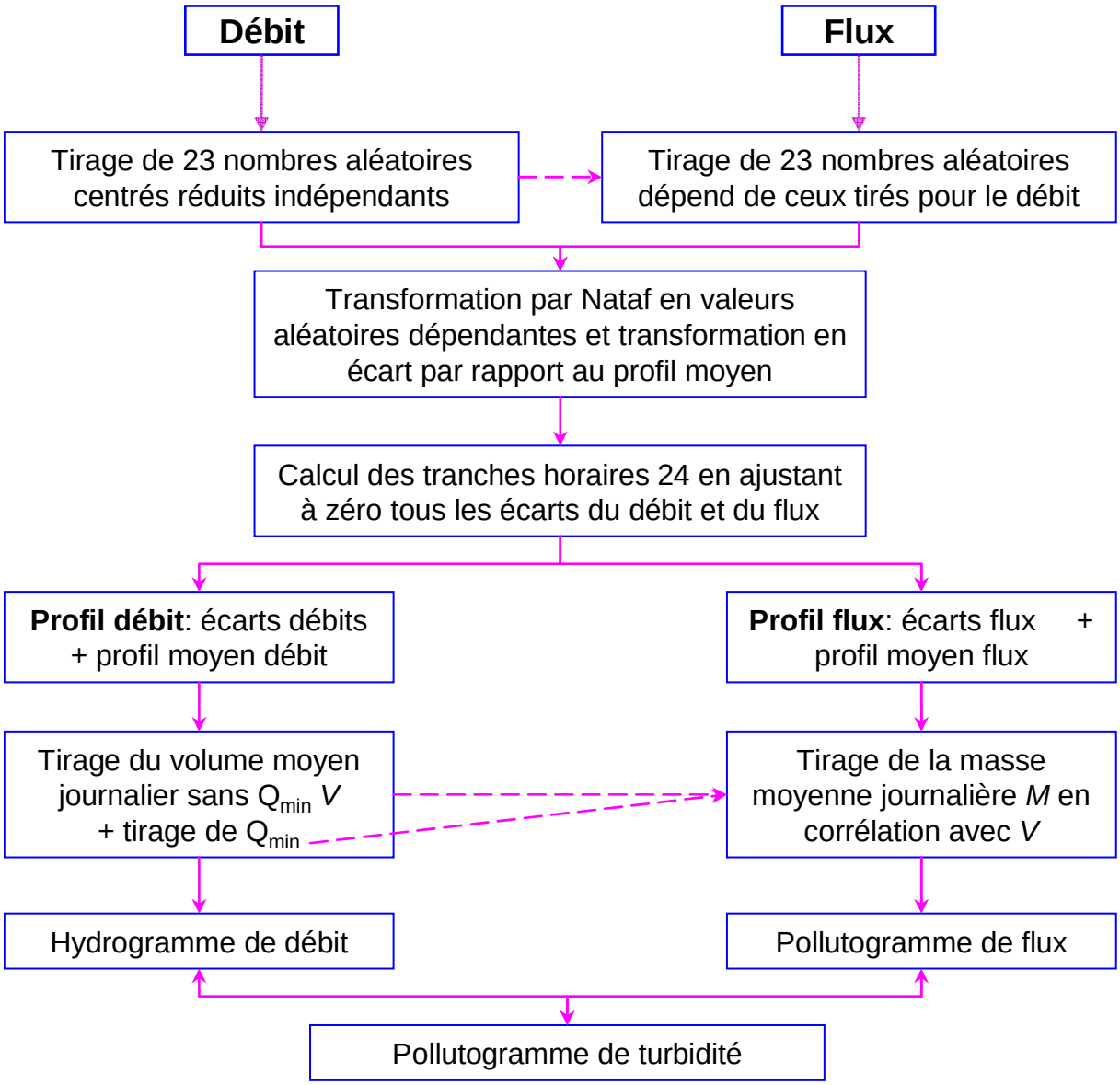


Figure 127 : méthodologie de tirage d'un jour de temps sec pour une saison et un type des jours donnés

4.3.1 Tirage des valeurs intrajournalières (v_{ij} *et* φ_{ij})

Tout d'abord, il faut noter qu'il est impossible d'inverser la matrice de corrélation *24x24* car il existe une contrainte entre les débits horaires relatifs ou les flux horaires relatifs ($\sum_{i=1}^{24} v_{ij} = \sum_{i=1}^{24} \varphi_{ij} = 1$) et donc nous perdons un degré de liberté. Pour résoudre ce problème, nous tirons à partir des distributions des écarts par rapport au profil moyen JO ou JF des valeurs de débits relatifs pour les 23 premières tranches horaires en respectant la matrice de corrélation obtenue entre ces écarts. La valeur de l'écart de la tranche horaire 24 sera obtenue en ajustant à zéro la somme des écarts des 24 tranches horaires

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

4.3.2 Tirage des valeurs interjournalières (Q_{min}, V_{SQmin}, Φ)

A partir des distributions des masses et des volumes sans débit nocturne minimum d'une saison et d'un type de jour donnés, nous tirons une masse et un volume sans débit nocturne minimum en respectant la corrélation obtenue entre ces deux variables.

Pour le débit nocturne minimum Q_{min}, nous tirons de sa distribution dans la saison considérée, une valeur aléatoirement choisie en respectant les corrélations significatives entre ce débit et le volume V_{SQmin} ou la masse Φ.

Ces profils et ces variables tirés nous fournissent un hydrogramme du débit et un pollutogramme de flux définis par des tranches horaires pour le jour à simuler. Le pollutogramme de turbidité sera alors le rapport du pollutogramme du flux et de l'hydrogramme du débit.

4.4 Vérification du modèle

Dans un premier temps nous vérifions que notre modèle respecte bien les corrélations entre les différentes variables et que les journées centrales (journée réelle la plus proche de la journée moyenne de chaque classe) sont bien estimée. C.à.d. le modèle ne biaise pas l'estimation de ces journées et que les corrélations obtenues doivent être proches de celles imposées dans le modèle. Cette vérification a été faite pour valider les calculs.

4.4.1 Efficacité de la transformation de Nataf à simuler les corrélations

Afin de valider que la transformation de Nataf simule bien les corrélations entre variables, nous avons simulé 1000 journées de chaque classe. La *Figure 128 (a)* montre la bonne simulation des corrélations entre les volumes horaires relatifs sans débits nocturnes minimums et le flux horaires relatifs pour la classe des jours ouvrables. Mais, nous observons une faible dégradation de la corrélation pour la tranche horaire 24. Cette observation est logique car nous estimons ces valeurs à partir des autres 23 valeurs. Mais, la corrélation obtenue reste acceptable.

La même chose est observée pour la matrice de corrélation entre les écarts des tranches horaires par rapport au profil moyen de la classe, que ce soit pour le flux ou débit, pour la classe 1 ou la classe 2. Aussi, nous observons une diminution de performance du modèle à

bien estimer la corrélation entre les écarts de la tranche 24 et les écarts des autres tranches car les écarts de cette tranche horaire ont été estimés à partir des autres écarts (*Figure 128 (b)*).

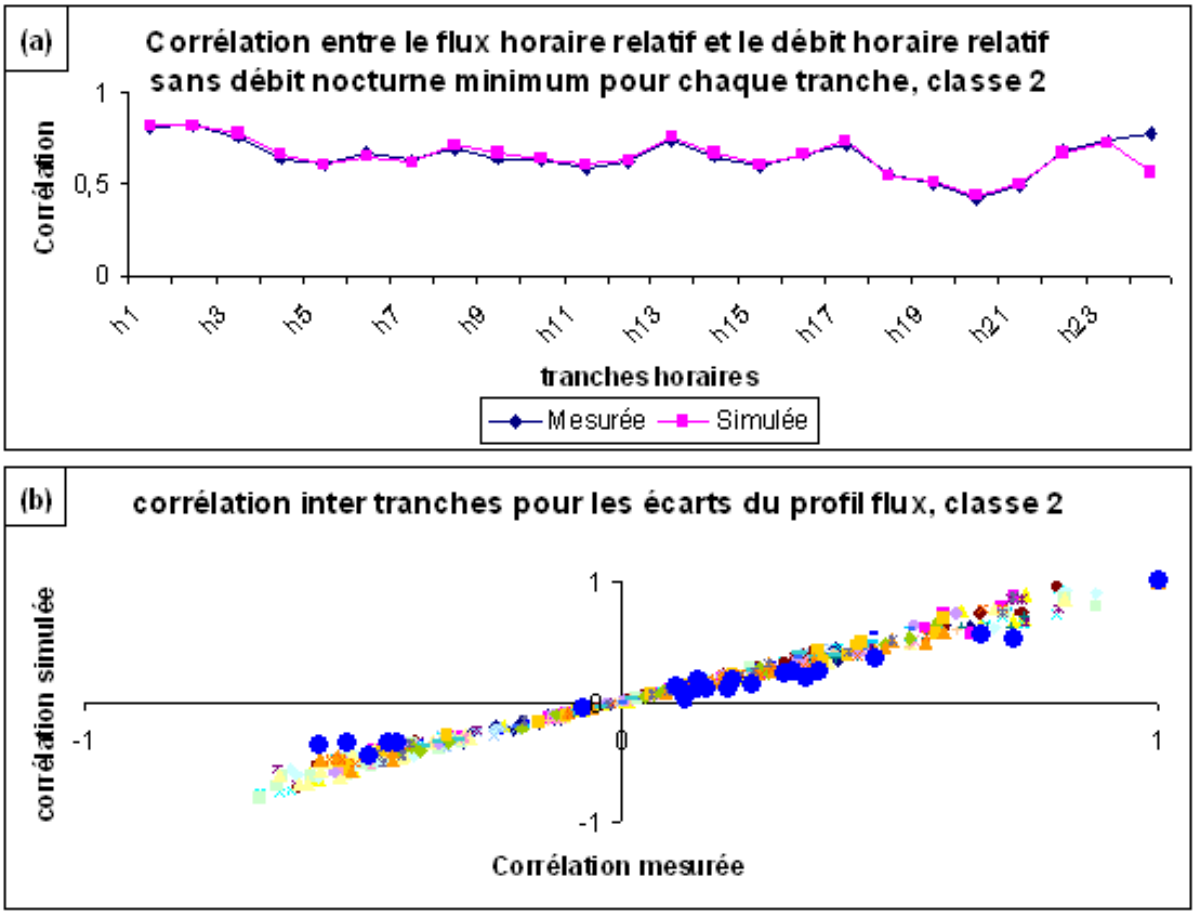


Figure 128 : Capacité de la transformation de Nataf à prédire le coefficient de corrélation : (a) corrélation entre flux et volume horaire pour chaque tranche, (b) corrélation entre les tranches pour les écarts du profil flux (*les différents points représentent les heures, les points bleus représentent l'heure 24*)

4.4.2 Distribution des écarts par rapport à une journée de temps sec mesurée

La *Figure 129* illustre les écarts entre 1000 journées simulées et la journée centrale de la classe 2 (vendredi 31/03/2006). Les valeurs moyennes de ces écarts sont très proches de zéros mais elles ne sont pas égales à zéros car la journée centrale est la journée la plus proche de la journée moyenne. Les ordres de grandeurs des écarts extrêmes sont à ±2 écarts types des tranches horaires. Les mêmes résultats ont été obtenus pour l'autre classe des jours fériés. Ce qui montre que le modèle estime bien la variabilité observée sur les débits et flux horaires des jours réels.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

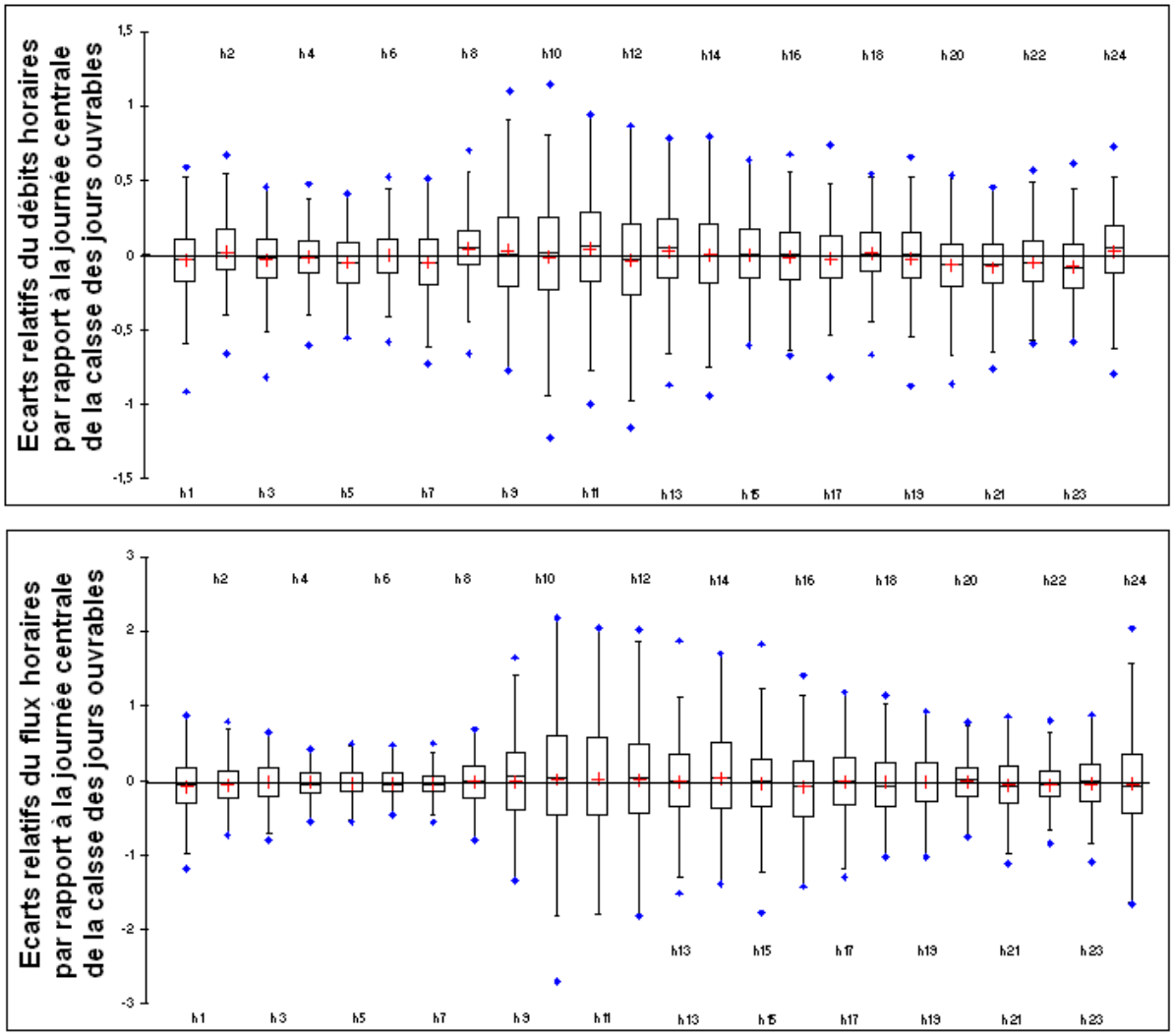


Figure 129 : vérifications du biais par rapport à la journée centrale de la classe 2 (vendredi 31/03/2006)

4.5 Validation du modèle

Le modèle proposé sert principalement à évaluer la contribution des eaux usées aux flux d'un événement pluvieux. Il modélise la variabilité que peut avoir une journée de temps sec qui tombe dans une saison donnée et un type de jour donné. Nous évaluons le modèle en utilisant deux approches :

1. La première approche vise à comparer les distributions des flux (volume et masse) générées par le modèle aux distributions de journées réelles, par exemple à différents pas de temps 1h, 3h, 6h, 12h et 24h

2. La deuxième approche compare la contribution aux flux événementiels d'un événement pluvieux évalués par deux méthodes : une méthode, appelée ***M1***, en

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

utilisant le modèle proposé ci-dessus, et une deuxième méthode, appelée ***M2***, en utilisant la méthode proposée par (Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011a).

4.5.1 Distribution des flux

Nous simulons 1000 jours en utilisant le modèle proposé. Nous comparons ensuite les distributions des flux générés par le modèle aux celles des journées réelles aux différentes *p* premières heures de la journée $\left(p = \{1\text{h},\ 3\text{h},\ 6\text{h},\ 12\text{h et } 24\text{h}\}\right)$.

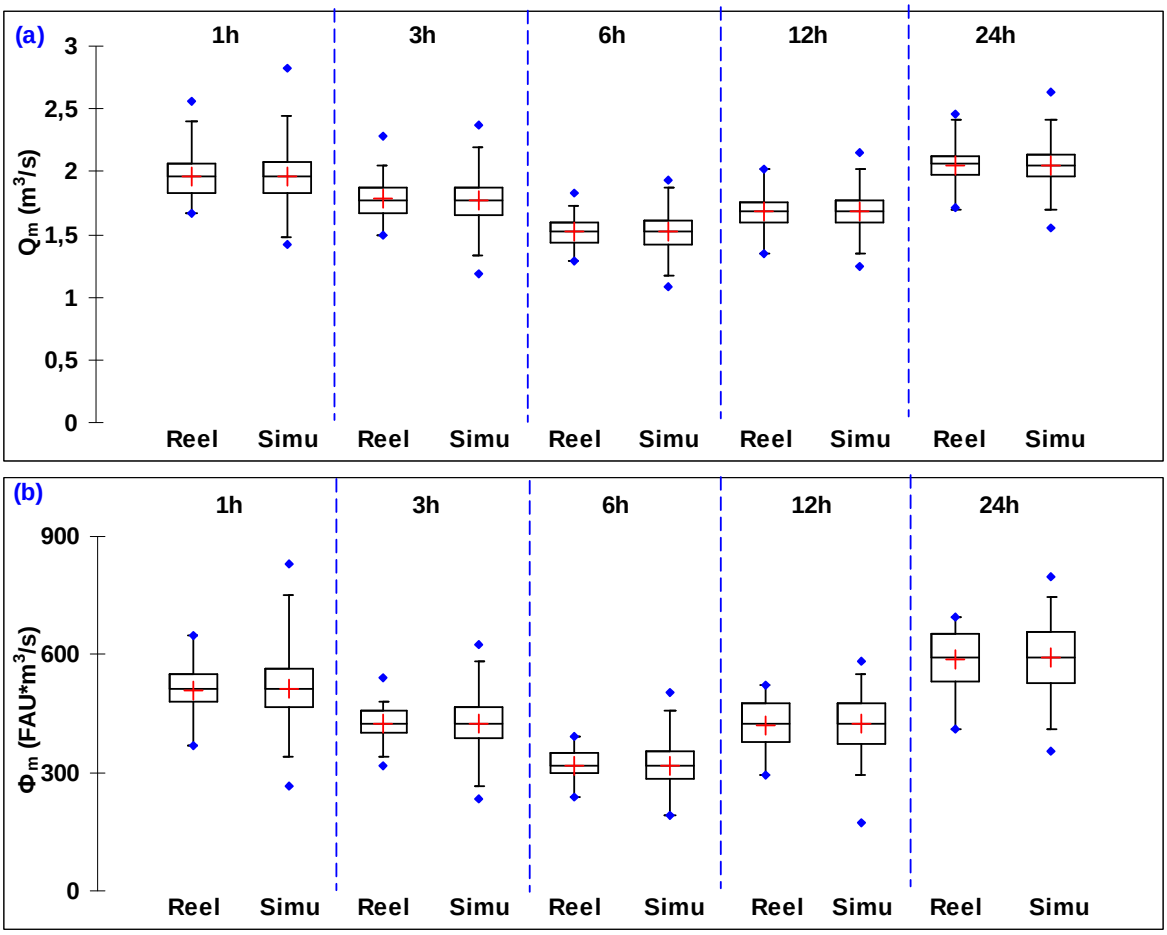


Figure 130 : Comparaison de boîtes à moustaches des distributions des flux moyens générés par le modèle (Simu) aux celles des journées réelles (Reel) à différents pas de temps 1h, 3h, 6h, 12h et 24h. (a) : débit ; (b) : masse

La *Figure 130* illustre les distributions de flux moyens ((a) : volume ; (b) : masse) pour les jours simulés et pour les jours réels fériés de la saison de printemps (20 jours). Les valeurs moyennes simulées sont très proches de celles réelles tandis que la dispersion des flux autour

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

de la moyenne pour les jours simulés est plus grande que celle pour les jours réels. Ceci pourrait s'expliquer par le nombre des jours simulés qui est 50 fois plus grande que celui de jours réels. Le test statistique de Man-Whitney accepte l'hypothèse d'homogénéité de deux distributions réelle et simulée au seuil de 5% pour les différentes distributions (*valeur p* >57%).

Ainsi, nous estimons les flux des eaux usées contribués l'événement pluvieux du dimanche 30/04/2006 à partir des jours réels (fériés en printemps) et les jours simulés (*Figure 131*).

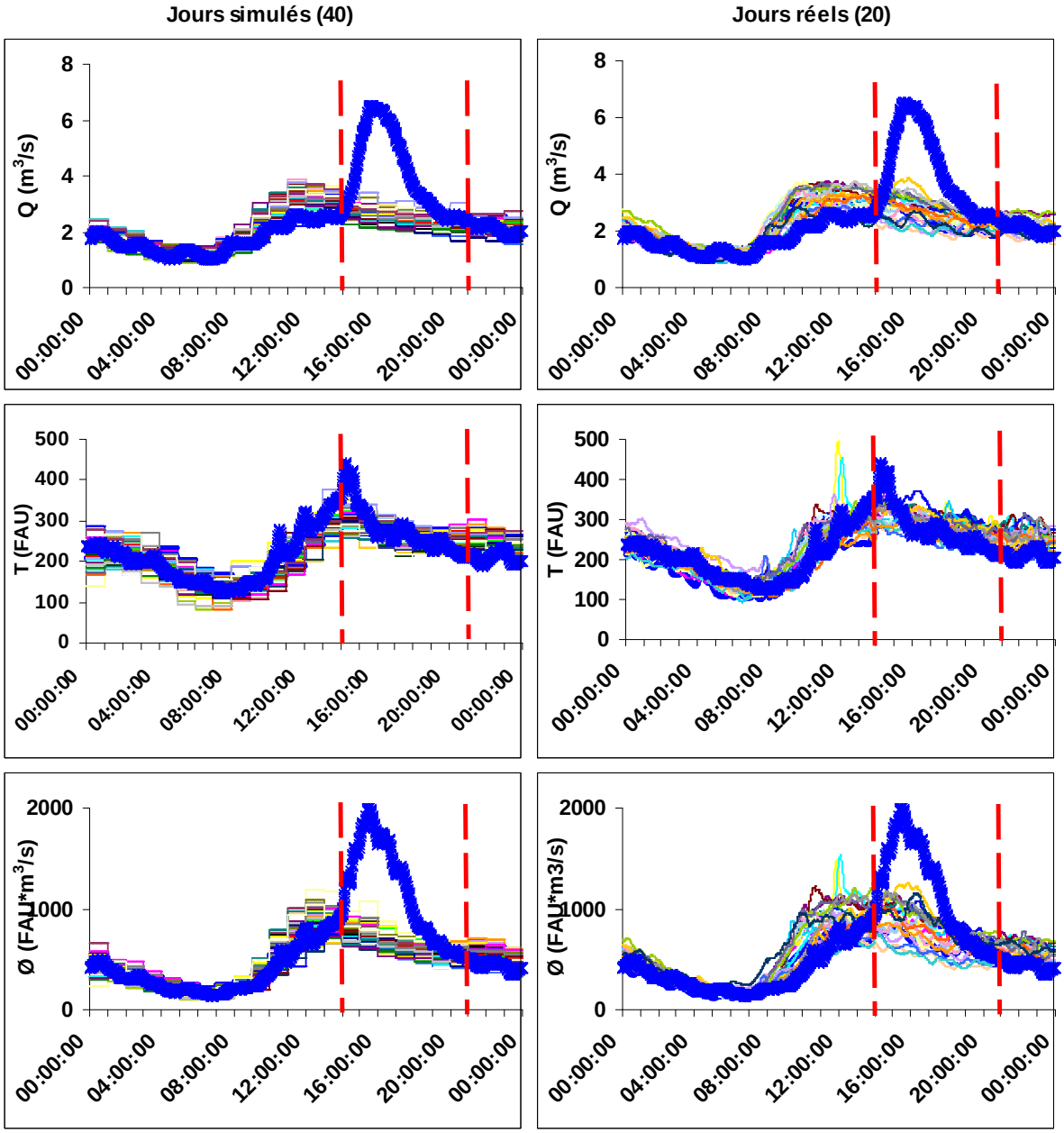


Figure 131 : Evénement du 30/04/2006 ainsi que les signaux de temps sec simulés et réels

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La *Figure 132* illustre les flux événementiels calculés et simulés pour cet événement pluvieux. Elle montre que des valeurs moyennes proches avec de dispersion pour les jours simulés légèrement supérieure à celle des jours réels.

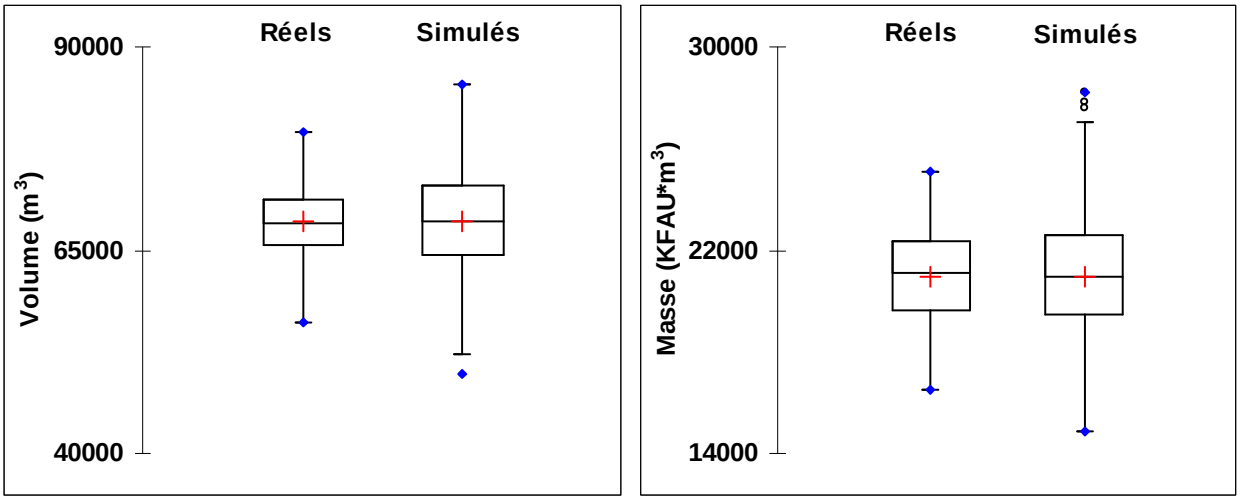


Figure 132 : Comparaison des flux des eaux usées réels et estimés par le modèle pour l'événement du 30/04/2006

4.5.2 Comparaison avec l'approche (Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011a)

Une autre méthode proposée par (Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011a) vise à estimer la part des eaux usées non mesurées durant un événement pluvieux par un signal de temps sec mesuré le plus vraisemblable possible, appelé signal de référence. Ce dernier est choisi parmi les jours de temps sec observés à des dates proches de la pluie considérée. Le choix du signal s'effectue en deux étapes :

1. Plusieurs signaux de temps sec sont testés, parmi les mesures de temps sec disponibles aux dates proches de la pluie. Pour cela, les signaux sont juxtaposés à la période de pluie, en respectant les heures de la journée.

2. Pour chaque signal testé, les dynamiques des signaux sont comparées sur les périodes de temps sec communes avant et après la pluie. Ces dernières sont appelées les périodes d'ajustement. Leur durée est en moyenne de quelques heures.

Un signal de temps sec testé présentant la dynamique la plus proche sur les périodes d'ajustement est retenu. La méthode repose donc sur l'hypothèse que si un signal de temps sec testé est comparable au signal mesuré sur les périodes de temps sec antérieures et

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

postérieures à l'événement pluvieux considéré, ce signal constitue une bonne estimation de la contribution de temps sec non mesurable au cours de l'événement pluvieux. Cette méthode considère conjointement les signaux de débit et de turbidité, c'est à dire qu'un signal de référence est caractérisé par un signal de débit et de turbidité. S'il est nécessaire, les auteurs proposent une translation par un ajustement mathématique simple du signal de référence pour obtenir la dynamique la plus proche sur les périodes d'ajustement.

(Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011a) propose aussi une méthodologie d'évaluation de incertitudes. En effet, l'incertitude des signaux de référence substitués incluent à chaque pas de temps à la fois l'***incertitude de mesure*** et l'***incertitude de substitution.*** Cette dernière est liée au fait que le signal de référence se substitue à la vraie contribution non mesurée du temps sec. Le calcul de ces incertitudes est détaillé dans (Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011a).

Nous avons utilisé ces deux approches sur quelques événements pluvieux du site des Clichy avec un calcul des incertitudes associées pour comparer les résultats obtenus. La première méthode, appelée ***M1***, estime la contribution en flux des eaux usées à l'échelle de l'événement pluvieux en simulant 1000 jours en utilisant le modèle proposé ci-dessus. La deuxième méthode, notée ***M2***, estime ces flux en appliquant l'approche proposée par (Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011a).

La *Figure 133* illustre les signaux de débit, turbidité et flux pour un événement pluvieux (événement du dimanche 30/04/2006), pour le jour de référence ajusté en utilisant la méthode ***M2*** et pour quelques jours simulés en utilisant la méthode ***M1***. L'ajustement a été fait à ± deux heurs du début et de la fin de l'événement (***M2***). Pour les 1000 jours simulés (***M1***), nous avons calculé la dispersion du volume, de la masse et de la turbidité des eaux usées contribuées à cet événement (*Figure 134, M1)*. Pour la méthode ***M2*** nous avons utilisé la méthode donnée par (Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011a) pour évaluer les incertitudes de mesure et de substitution. Le volume, la masse et la turbidité obtenus sont illustrés (*Figure 134, M2)*. Le calcul montre que les méthodes ***M1*** et ***M2*** prédisent des valeurs moyennes proches mais la méthode M2 donne des incertitudes plus faibles que celles de la méthode ***M1***. Ceci est dû essentiellement à la corrélation entre les valeurs successives de débits et de turbidités qui n'a pas été prise en compte dans le calcul des incertitudes de substitutions. Car

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

l'introduction des incertitudes d'une manière aléatoire aux signaux de débits et de turbidités de chronique de référence fait compenser ces incertitudes si nous cumulons à l'échelle de l'événement.

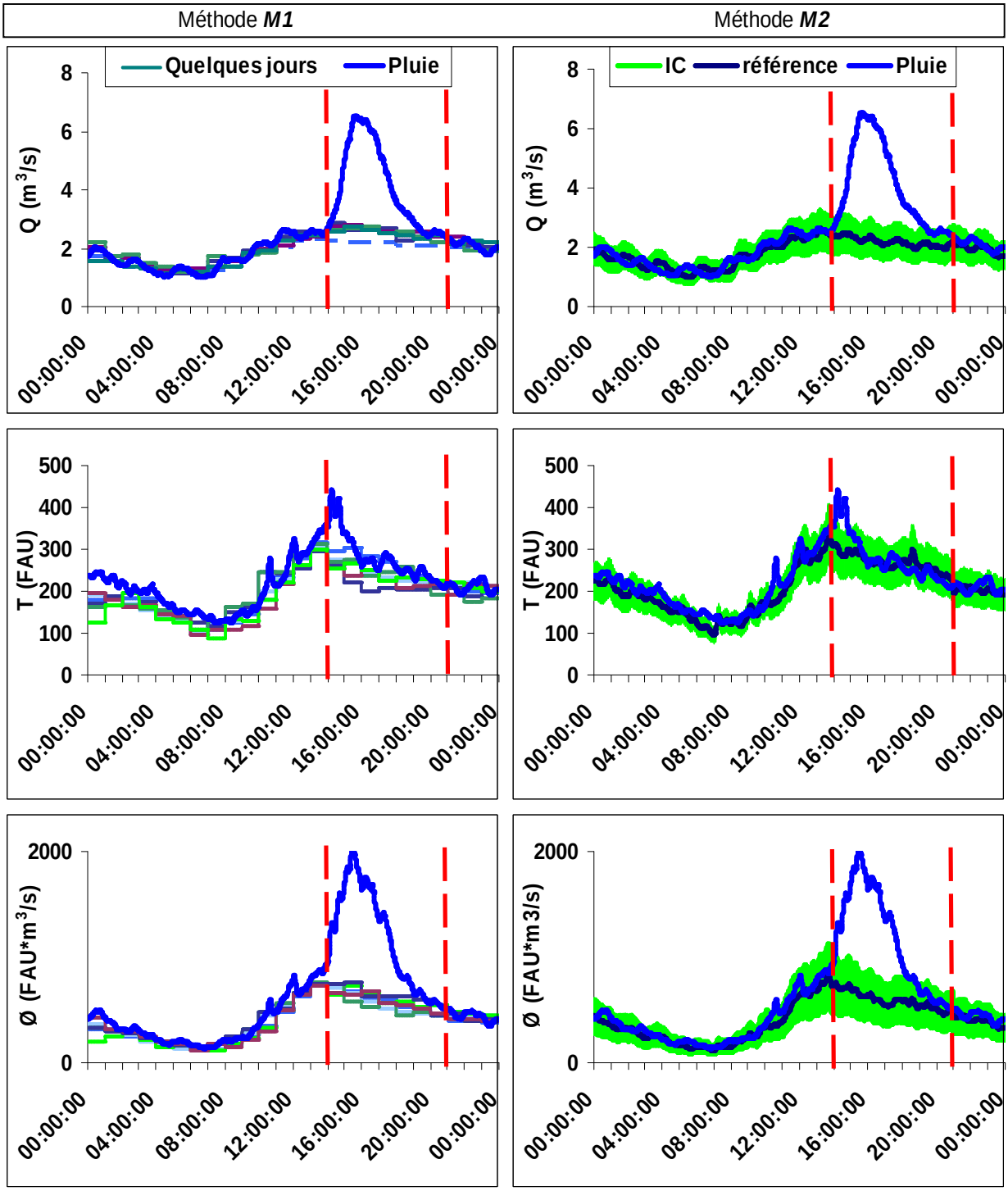


Figure 133 : Ajustement de signaux pour l'événement 30/04/2006. Pour la méthode *M1*, nous avons tracé quelques jours, pour la méthode M2, le signal de référence +IC95 sont illustrés

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

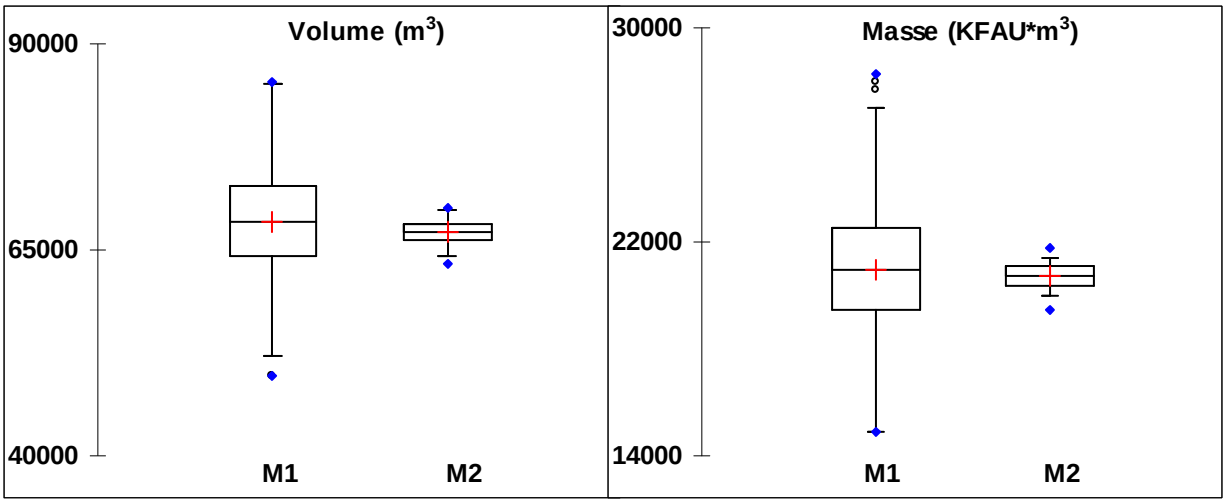


Figure 134 : Comparaison de deux méthodes d'évaluation de la contribution des eaux usées à la masse et au volume de l'événement du 30/04/2006

5 CONCLUSION

Ce travail a permis de caractériser et de modéliser les flux des eaux de temps sec pour évaluer la contribution des eaux usées à l'échelle d'un événement pluvieux.

Pour les volumes et les masses journaliers nous avons observé une certaine différence entre les saisons et entre les jours ouvrables et les jours fériés tandis que nous n'avons pas trouvé une différence pour les concentrations en fonction de ces facteurs sauf pour la saison de l'été où la concentration est faible, ce qui pourrait être expliqué par un rapport plus faible entre le volume d'eau usées et le volume d'eaux de lavage.

La comparaison entre la production des masses et volumes journaliers entre les deux bassins versants parisiens a montré des valeurs (normalisées par le nombre d'équivalent-habitants en azote) nettement plus importantes sur le bassin versant des Quais pour une raison non élucidée.

Une différence légère mais significative de la turbidité moyenne journalière entre les deux sites a été détectée par un test statistique. Elle ne confirme pas les conclusions de l'OPUR (phase 2) concernant l'homogénéité spatiale des concentrations en MES. Ceci est dû essentiellement au faible nombre des journées de temps sec échantillonnées dans le cadre d'OPUR (phase 2) qui ne permettaient pas de déceler une différence aussi faible. Il pourrait être intéressant aussi d'étudier la relation MES turbidité entre ces deux sites, qui pourrait être

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

une autre cause de cette différence, que ce soit par temps sec ou par temps de pluies pour les événements et les jours communs.

Par ailleurs l'usine de pompage à coté du point de mesure des Quais perturbe les signaux de temps sec mesuré à l'exutoire de ce bassin versant et empêche de construire des hydrogrammes et pollutogrammes journaliers reproductibles.

Deux modèles de débits et de flux de turbidités ont été proposés en introduisant deux composantes de variabilité : une composante qui décrit la variabilité intrajournalière et une deuxième décrit la variabilité interjournalière. La variabilité des variables intrajournalière a été affinée par une typologie en utilisant la méthode de classification hiérarchique ascendante. Cette typologie des jours de temps sec a montré que la description des hydrogrammes et des pollutogrammes de flux de turbidité journaliers en valeur relatifs normalisés en 24 tranches horaires (après soustraction préalable du débit minimum nocturne pour le débit) est une description interprétable en type des jours (Férié et Ouvrable) indépendamment de la saison. La composante interjournalière a été affinée et modélisée en fonction de la saison et de type du jour.

Nous avons également montré l'importance de la prise en compte de la corrélation entre les différentes tranches horaires en valeurs absolues et relatives pour évaluer la variabilité de la masse journalière. La méthode statistique « Transformation de Nataf » a été proposée pour modéliser ces corrélations.

Le modèle a été validé en comparant les distributions de flux réelles et simulées par le modèle

Il sera utilisé dans le chapitre 10 pour évaluer la contribution des eaux usées au volume et à la masse de chaque événement pluvieux.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

CHAPITRE 9.

MODÈLE DE CONCENTRATION MOYENNE ÉVÉNEMENTIELLE EN MES DES EAUX DE RUISSELLEMENT

1 INTRODUCTION

Pour effectuer le bilan des différentes contributions aux masses événementielles, il nous faut une évaluation des masses apportées par les eaux de ruissellement. Faute de modèles déterministes permettant de prédire ces masses à partir d'informations sur les événements pluvieux, nous avons opté pour une reconstitution des masses à partir d'un modèle stochastique de concentration moyenne événementielle et d'une évaluation du volume à partir d'un bilan hydraulique à l'exutoire des deux bassins versant de Clichy et Ecully.

Nous ne disposons pas d'une base de données de turbidité ou de la concentration en MES pour les eaux de ruissellement sur ces deux sites et pour les événements pluvieux étudiées. Nous avons donc transposé des données disponibles sur le site du Marais à Paris et dans la littérature.

Dans un premier temps, nous présentons les caractéristiques statistiques de la base des données des concentrations en MES des eaux de ruissellement par type de surface urbaine sur le bassin versant du Marais. Puis nous avons transposé ces données à Clichy en prenant en compte la répartition des différents types de surface sur ce bassin pour obtenir la concentration moyenne des eaux de ruissellement total (sur l'ensemble des surfaces du bassin versant) à l'échelle d'un événement pluvieux.

Cette méthode ne peut pas être appliquée pour le site d'Ecully, car l'occupation du sol et les pratiques locales sont sensiblement différentes de celles de Paris. Nous avons donc utilisé des données issues de la littérature en vérifiant la légitimité de cette transposition

2 EAUX DE RUISSELLEMENT DU MARAIS

Les trois principales types de surfaces identifiées par (Gromaire-Mertz, 1998) sur le bassin versant du Marais sont les toitures, les voiries (trottoirs et chaussées) et les cours (perméables et imperméables). Pour chaque événement et pour chaque type de surface, une concentration moyenne en MES des eaux de ruissellement a été calculée.

2.1 Caractéristiques statistiques des concentrations moyennes événementielles en MES par type de surfaces

Les caractéristiques statistiques (*moyenne, écart-type, coefficient de variation, médiane, quartiles q_{25} et q_{75}, déciles d_{10} et d_{90}*) des concentrations moyennes événementielles en MES des eaux de ruissellement (C_{Ruiss}) par type de surfaces pour les 31 événements pluvieux au site du Marais sont données pour chaque type de surface dans le *Tableau 36*. Les boîtes à moustaches de ces concentrations sont illustrées dans la *Figure 135*. Les eaux de ruissellement des voiries sont les plus chargées en MES ainsi que celles des cours, tandis que les eaux de ruissellement des toitures sont moins chargées en MES sauf pour 3 événements qui ont une concentration supérieure à *100 mg/l*. La concentration C_{Ruiss} des voiries et des cours ont un coefficient de variation de l'ordre de 70% tandis qu'il atteint 108% pour les eaux de ruissellement des toitures. L'écart-type de C_{Ruiss} des toitures est environ 3 fois inférieur à celui de C_{Ruiss} des voiries qui lui-même est 2 fois supérieur à celui de cours.

Les concentrations C_{Ruiss} extrêmes ne sont pas atteintes pour les mêmes événements pluvieux. L'événement pluvieux où C_{Ruiss} de voiries est élevée (*311 mg/l*) a donné une concentration C_{Ruiss} toitures élevée aussi (*112 mg/l*) et une faible concentration pour les cours (*68 mg/l*) (*Figure 136*). Une corrélation linéaire significative est observée entre la C_{Ruiss} des voiries et des cours $\left(R^2 = 0,40; \rho = 0,64\right)$. Elle est beaucoup plus faible entre C_{Ruiss} de ces deux types et celle du type toiture à cause de la présence de deux événements de fortes concentrations pour ce type de surface. Mais même sans ces deux valeurs extrêmes ($C_{Ruiss_{Toitures}}$ <60 mg/l), la corrélation reste très modeste entre les concentrations de ruissellement des toitures et celles des deux autres types de surfaces : ρ est de l'ordre de *0,3* : elles sont non significatives au seuil de 5%.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Tableau 36 : Récapitulatif des caractéristiques statistiques des concentrations moyennes événementielles des eaux de ruissellement par type de surfaces pour les 31 événements pluvieux observés sur le site du Marais

Statistique \type de surface	Toiture	Voiries	Cours
Moyenne (mg/l)	24	129	63
Ecart-type (mg/l)	26	85	45
Coefficient de variation *Cv*	1,08	0,66	0,71
D_{10} (mg/l)	6	45	25
Q_{25} (mg/l)	8	67	39
Médiane (mg/l)	14	113	54
Q_{75} (mg/l)	33	155	70
D_{90} (mg/l)	37	238	112

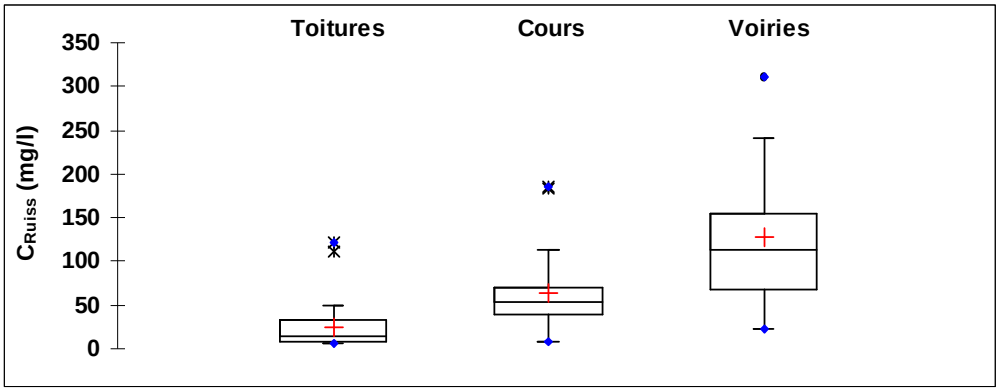


Figure 135 : Boîtes à moustaches des concentrations moyennes événementielles des eaux de ruissellement par type de surfaces pour les 31 événements pluvieux observés sur le site du Marais

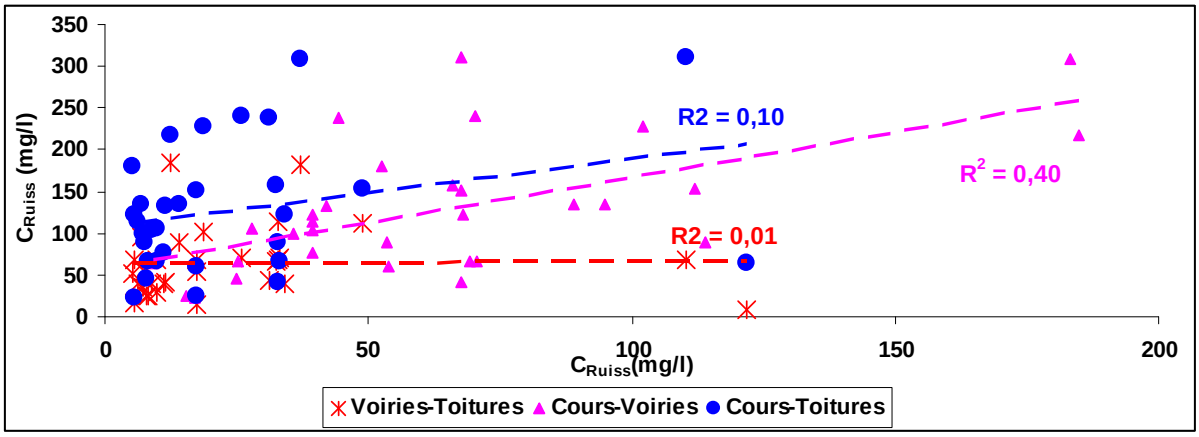


Figure 136 : Corrélation entre les concentrations C_{Ruiss} pour différentes types de surfaces pour les mêmes événements pluvieux

2.2 Modélisation de C_{Ruiss} au Marais

(Gromaire *et al.*, 2001) n'ont pas pu trouver une relation entre les caractéristiques générales des événements pluvieux étudiés et la concentration moyenne des eaux de ruissellement pour chacun de trois types de surfaces. Pour un objectif d'évaluation de la contribution du réseau et pour tenir compte de la variabilité de la qualité des eaux de ruissellement d'une pluie à une

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

autre pour des événements où on ne dispose pas de mesures de qualité des eaux de ruissellement, ces auteurs et d'autres (Kafi-Benyahia *et al.*, 2006a; Gasperi *et al.*, 2010) ont utilisé une fourchette de variation de la concentration des eaux de ruissellement (1er décile, médiane et 9eme décile) pour évaluer la masse des eaux de ruissellement à l'échelle de l'événement pluvieux.

Pour une meilleure prise en compte de la variabilité de la concentration des eaux de ruissellement, nous proposons une modélisation par une loi statistique par type de surface. Pour chaque type de surface, nous avons ajusté une loi statistique sur les concentrations moyennes de l'ensemble des événements pluvieux échantillonnés sur le site du Marais.

Les boîtes à moustaches de concentrations moyennes événementielles montrent que les valeurs médianes sont inférieures aux valeurs moyennes (*cf. Figure 135*), ce qui est dû à la présence de quelques points de concentrations élevées et suggère que ces concentrations ne sont pas distribuées normalement. La forme des fonctions de répartition empiriques des concentrations moyennes événementielles des eaux de ruissellement en MES par type de surface atteste également que leurs distributions ne sont pas normales (*Figure 137*). Cette non-normalité a été validée par un test statistique de normalité (Shapiro-Wilk) au seuil de signification de 5% (*valeur p <0,05* pour les trois type de surface).

L'ajustement montre qu'une loi lognormale décrit d'une manière satisfaisante les variations de concentration. Le test statistique d'ajustement choisi est le test de Kolmogorov-Smirnov au seuil de signification de 5%. Cette lognormalité de la concentration moyenne événementielle des eaux de ruissellement a été déjà observée pour d'autres études (VanBuren *et al.*, 1997; Rossi, 1998; Smullen *et al.*, 1999; EPA, 2005; Gilbert and Clausen, 2006; Kayhanian *et al.*, 2007; Helmreich *et al.*, 2010). Le programme national américain des eaux de ruissellement en milieu urbain (NURP) a évalué les caractéristiques des eaux de ruissellement de plusieurs sites (EPA, 1983; Smullen *et al.*, 1999). Une des conclusions était que la plupart de distribution de concentrations des eaux pluviales pourrait être décrite par des distributions lognormales. Plus récemment, (VanBuren *et al.*, 1997) ont également constaté que les concentrations moyennes en MES des eaux de ruissellement ont été le mieux décrites en utilisant une distribution lognormale. (Behera *et al.*, 2000) a également constaté que certaines concentrations constitutifs des eaux pluviales (dont les MES des eaux de ruissellement) ont

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

été mieux décrites à l'aide d'une distribution lognormale, tandis que d'autres étaient mieux décrites par des lois gamma ou des lois exponentielles.

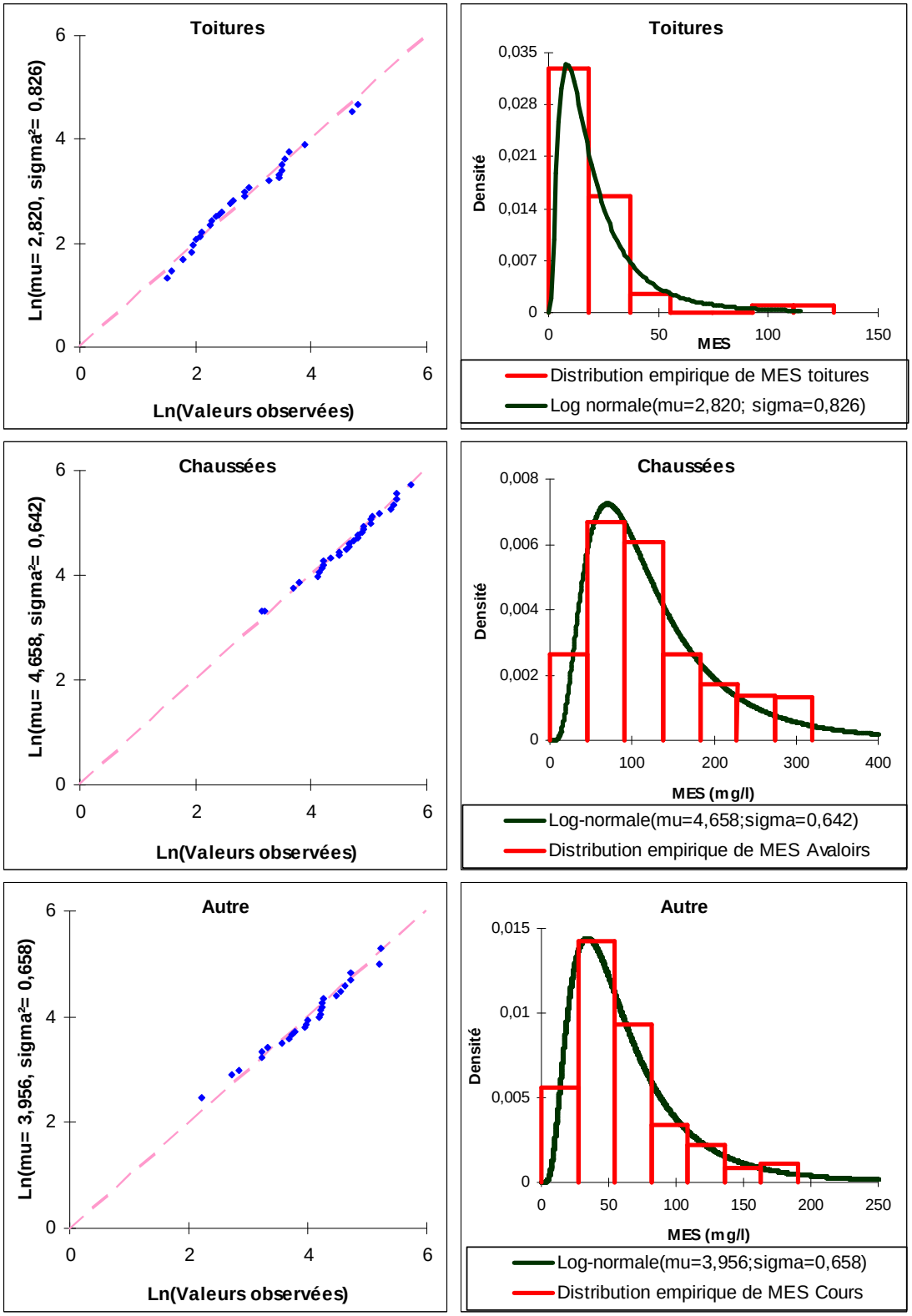


Figure 137 : à Gauche : Test de log normalité des distributions de valeurs de concentrations moyennes par type de surface sur le site du Marais ; à droite : fonctions de répartition de concentrations moyennes empirique et ajustée par type de surface pour le site du Marais

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

D'après le théorème central limite, la distribution lognormale est la limite d'un produit de variables indépendantes et identiquement distribuées. Elle se présente pour des variables qui ont des valeurs fortes à faible pourcentage qui pourraient augmenter la moyenne tandis que la médiane reste presque stable. La multiplication ou la division de variables de loi lognormale suit une loi lognormale et beaucoup de variables physiques ont une contrainte de positivité que la loi lognormale respecte.

Les distributions des concentrations moyennes événementielles sont approximées par une loi lognormale (*Figure 137*) au seuil de signification de 5% pour les trois types de surfaces (test de Kolmogorov-Smirnov). Les *valeurs p* sont très supérieures à 5%. Autrement dit, l'hypothèse de lognormalité peut être acceptée avec une grande certitude. De plus, l'ajustement montre que les paramètres ajustés sont très proches des paramètres empiriques (*Tableau 37*). Le *Tableau 37* synthétise les caractéristiques statistiques des ces distributions. Les valeurs moyennes μ obtenues par (EPA, 2005) sont très proches de celles obtenues sur le site du Marais (*Tableau 37*) mais les écart-types σ sont deux fois plus grandes que ceux de C_{Ruiss} au Marais. Les valeurs cités dans (Duncan, 1999) ont été obtenues à partir d'environ 10 événements pluvieux et sont supérieures à celles obtenues sur le Marais

Rappelons que la valeur moyenne $\overline{X}$ d'une variable lognormale X et son écart-type σ_X sont liés à ceux de son logarithme népérien $\ln(X)$: μ et σ par la relation suivante :

$$\overline{X} = e^{\left(\mu + \sigma^2/2\right)} \text{ et } \sigma_X = \sqrt{\left(e^{\sigma^2} - 1\right)}\ \overline{X}$$

Tableau 37 : moyennes (Moy.) et écart-types (ET), empiriques et ajustés sur une loi lognormale des distributions de valeurs des concentrations moyennes événementielles en MES par type de surface. La dernière colonne donne les valeurs p pour le test Kolmogorov-Smirnov (KS). *(EPA, 2005) ; **(Duncan, 1999) (~10 événements)

Loi \ Type		*Moy (mg/l)*	*ET (mg/l)*	μ	σ	$\overline{X}$	σ_X	*KS*	*EPA		**Duncan	
									μ	σ	μ	σ
Loi Lognormale	*Toitures*	*24*	*26*	*2.820*	*0.826*	*24*	*23*	*83%*	-	-	*3.56*	*0.87*
	Voiries	*129*	*85*	*4.658*	*0.642*	*130*	*93*	*97%*	*4.464*	*1.068*	*4.23*	*1.52*
	Cours	*63*	*45*	*3.956*	*0.658*	*65*	*48*	*75%*	*3.945*	*1.217*	*4.8*	*0.81*

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.3 Calcul de la concentration des eaux de ruissellement total C_{Ruiss}

Nous supposons que les pluies tombent sur toutes les surfaces d'un bassin versant d'une façon homogène. Si la hauteur précipitée durant une pluie donnée *H* tombe uniformément sur les trois types de surfaces mentionnés ci-dessus, le volume ruisselé V_i sur un type de surface *i* sera alors: $V_i = H \times S_i \times C_i$ (en supposant que les pertes initiales sont négligeables devant la précipitation *H*), avec S_i la surface du type *i* et C_i son coefficient de ruissellement moyen théorique (voir chapitre 3 : $C_1=C_{toiture}=0.8$, $C_2=C_{voirie}=0.71$, et $C_3=C_{cour}=0.46$).

La masse en MES M_i apportée par les eaux de ruissellement de la surface *i* chargées en MES dont la concentration moyenne événementielle est $C_{Ruiss\ i}$, sera donnée par : $M_i = V_i \times C_{Ruiss\ i}$.

Le volume total V_{BV} ruisselé sur le bassin versant de surface S_{BV} et de coefficient de ruissellement moyen C_{BV} est calculé par : $V_{BV} = H \times S_{BV} \times C_{BV} = V_1 + V_2 + V_3$

La masse totale des MES transportée par les eaux de ruissellement total est donnée par : $M_t = V_{BV} \times C_{Ruiss}$ avec C_{Ruiss} la concentration moyenne du mélange de trois types des eaux de ruissellement. Cette concentration est estimée alors par :

$$C_{Ruiss} = \frac{M_t}{V_{BV}} = \frac{M_1 + M_2 + M_3}{H \times S_{BV} \times C_{BV}} = \frac{\sum_{i=1}^{3} \cancel{H} \times S_i \times C_i \times C_{Ruiss\ i}}{\cancel{H} \times S_{BV} \times C_{BV}} \quad \Rightarrow$$

$$\boxed{C_{Ruiss} = \sum_{i=1}^{3} \frac{S_i \times C_i}{S_{BV} \times C_{BV}} \times C_{Ruiss\ i} = \sum_{i=1}^{3} a_i \times C_{Ruiss\ i}} \quad \text{avec} \sum_{i=1}^{3} a_i = 1$$

Les valeurs des coefficients a_i sont récapitulées dans le *Tableau 38*. Les valeurs de a_i montre que l'occupation du sol sur le bassin versant du Marais est semblable à celle du Clichy.

Tableau 38 : Valeurs des coefficients a_i pour évaluer la concentration moyenne événementielle des eaux de ruissellement à partir de celles de trois types de surfaces définies

Site\ Type de surfaces	Toitures (a_1)	Voiries (a_2)	Cours (a_3)
Marais (Paris)	0,63	0,24	0,13
Clichy (Paris)	0,53	0,29	0,18

La *Figure 138* illustre la boîte à moustaches de la concentration en MES des eaux de ruissellement total sur le site du Marais obtenue à partir des concentrations moyennes par

types de surface. La valeur moyenne de la concentration en MES de ruissellement total est *54 mg/l*. L'écart-type est *31 mg/l* et le coefficient de variation vaut 57%. La concentration des eaux de ruissellement total sur le Marais est faible par rapport aux concentrations des eaux mesurées à l'exutoire des réseaux séparatifs (valeur individuelle *~50-450 mg/l*) (Saget, 1994; Rossi, 1998; Zgheib, 2009; Becouze, 2010). Ceci pourrait être dû essentiellement au lavage des voiries quotidiennement.

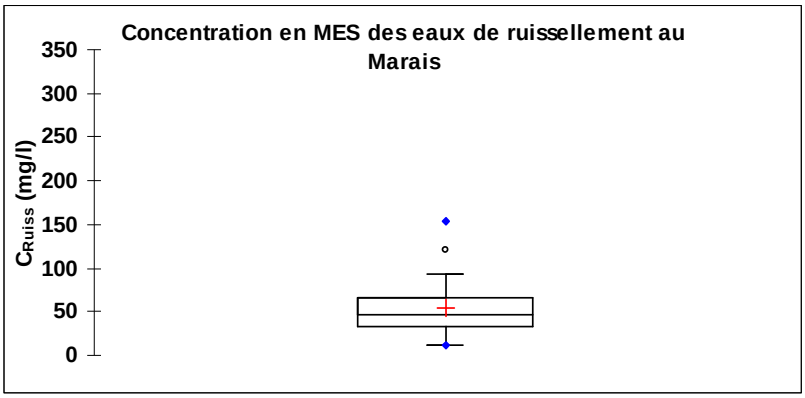


Figure 138 : Concentration des eaux de ruissellement total simulée sur le site du Marais à partir des trois types de surfaces

2.4 Simulation de la concentration des eaux de ruissellement pour un bassin versant donné

2.4.1 Méthodologie

Pour calculer la concentration de ruissellement pour un bassin versant donné, nous utilisons la formule établie ci-dessus :

$$C_{Ruiss} = \sum_{i=1}^{3} a_i \times C_{Ruiss\ i}$$

Nous utilisons la méthode de Monte Carlo pour évaluer cette concentration C_{Ruiss} en simulant les concentrations de chaque type de surface à partir de leurs lois de distributions obtenues.

Les distributions des lois du logarithme $Ln\left(C_{Ruiss\ i\ i=\{1,2,3\}}\right)$ des concentrations $C_{Ruiss\ i\ i=\{1,2,3\}}$ sont corrélées sur le site du Marais (*cf. Figure 136*). La matrice de corrélation entre ces trois lois est :

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

$$(\rho)=\begin{pmatrix} & \text{Toitures} & \text{Voiries} & \text{Cours} \\ \text{Toitures} & 1 & & \\ \text{Voiries} & 0{,}13 & 1 & \\ \text{Cours} & 0{,}25 & 0{,}64 & 1 \end{pmatrix}$$

La corrélation significative au seuil de 5% entre le logarithme de la concentration des eaux de ruissellement des voiries et celui de la concentration du type de surface « cours » nous laisse à penser qu'il existe des processus communs qui se passent sur ces deux types de surfaces. Cette corrélation est beaucoup moins importante (non significative au seuil de 5%) entre ces deux types et le troisième type de surfaces « toitures » où l'accumulation des particules par temps sec sur ces surfaces est plus faible que celle sur les deux autres types de surfaces (« Voiries » et « Cours »). La corrélation significative entre ces variables doit être prise en compte dans la simulation de la concentration des eaux de ruissellement.

Pour faire cette tâche nous utilisons la transformation de Nataf présentée dans le chapitre précédent et détaillée dans l'annexe I.

2.4.2 Validation pour site du Marais

Nous avons évalué la concentration des eaux de ruissellement total pour toutes les surfaces urbaines sur le site du Marais pour les 31 événements. La distribution empirique observée de ces valeurs a été comparée à la distribution empirique simulée (1000 tirages) à partir des trois modèles obtenus sur les trois types de surface en tenant compte de la corrélation observée entre les lois ajustées. La *Figure 139* illustre cette comparaison. Les paramètres de position et de dispersions de deux distributions sont presque les mêmes. Nous pouvons remarquer aussi que les distributions observée et simulée sont très proches. Ces deux distributions ne diffèrent pas statistiquement au seuil de 5% (test de Mann-Whitney, *valeur p=90%*).

De plus les deux distributions peuvent être approchées par une loi lognormale avec *valeur p* du test de Kolmogorov-Smirnov très supérieure à 5%. Théoriquement, la combinaison linéaire des distributions lognormales n'est pas une distribution lognormale. Mais, dans notre cas, ceci pourrait être dû aux types de surfaces « Voiries » et « Cours » dont les concentrations $C_{Ruiss\ i}$ sont significativement corrélées. Ces deux variables sont équivalentes à une seule, et avec des concentrations plus élevées que celles des toitures, elles atténuent l'influence de ces dernières.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les paramètres des distributions des concentrations moyennes événementielles sont résumés dans le *Tableau 39*. La valeur moyenne est très proches des valeurs données par (EPA, 2005) et (Rossi, 1998). Tandis que celle de l'écart-type est deux fois moins que celle donnée par (EPA, 2005) et (Rossi, 1998).

Tableau 39 : moyennes et écart-types, empiriques et ajustés sur une loi lognormale des distributions de la concentration moyenne événementielle en MES des eaux de ruissellement sur le site du Marais. La dernière colonne montre les valeurs p pour le test Kolmogorov-Smirnov (KS). *(EPA, 2005) : (**) Résidentielle ; (***) industrielle ; (****)(Rossi, 1998) : 127 événements en Suisse sur sept différents bassins versants

C_{Ruiss}		*Moy (mg/l)*	*ET (mg/l)*	μ	σ	$\overline{X}$	σ_X	*KS*	EPA*		Rossi(****)	
									μ	σ	μ	σ
Loi Lognormale	*observée*	*54*	*31*	*3.845*	*0.551*	*54*	*32*	*88%*	*3.883*	*1.181(**)*	*3.85*	*0.85*
	Simulée	*54*	*32*	*3.833*	*0.540*	*53*	*31*	*99%*	*4.287*	*1.200(***)*		

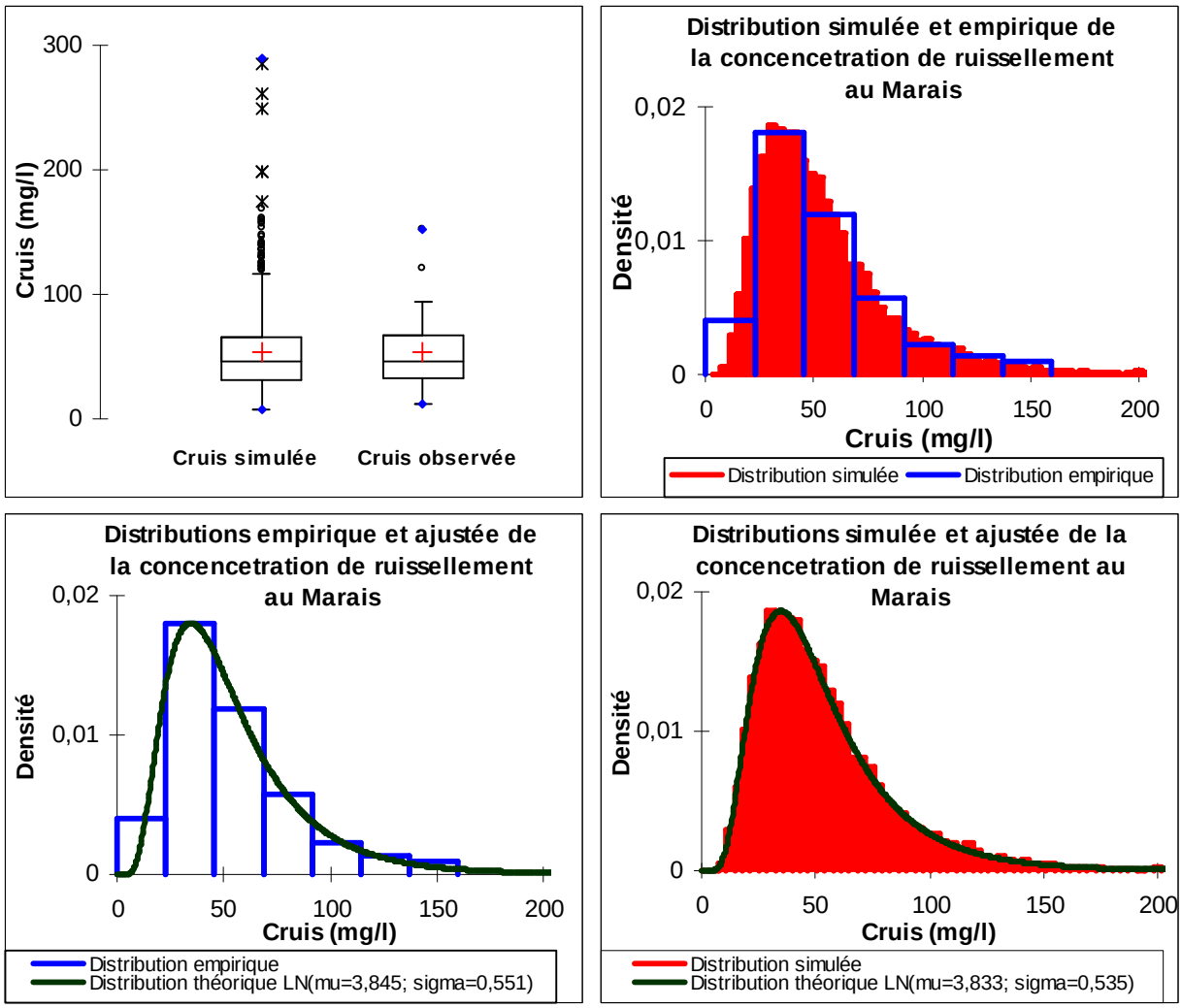


Figure 139 : boîtes à moustaches et distributions empiriques observée et simulée ainsi que la distribution Lognormale ajustée de la concentration moyenne événementielle des eaux de ruissellement sur le site du Marais

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.5 Effet de la corrélation

Le non prise en compte de la corrélation observée entre les concentrations en MES des eaux de ruissellement par type de surface sous-estime la variabilité de la concentration en MES des eaux de ruissellement total que ce soit pour la distribution empirique observée ou celle simulée avec corrélation (*Figure 140*). Cependant la différence n'est pas significative au seuil de 5% (*test de Mann-Whitney, valeur p~12 %*). Par ailleurs, la distribution de C_{Ruiss} simulée sans corrélation a une lognormalité moins bonne que celle simulée avec corrélation (*valeur p=28%* contre 99% pour celle avec corrélation).

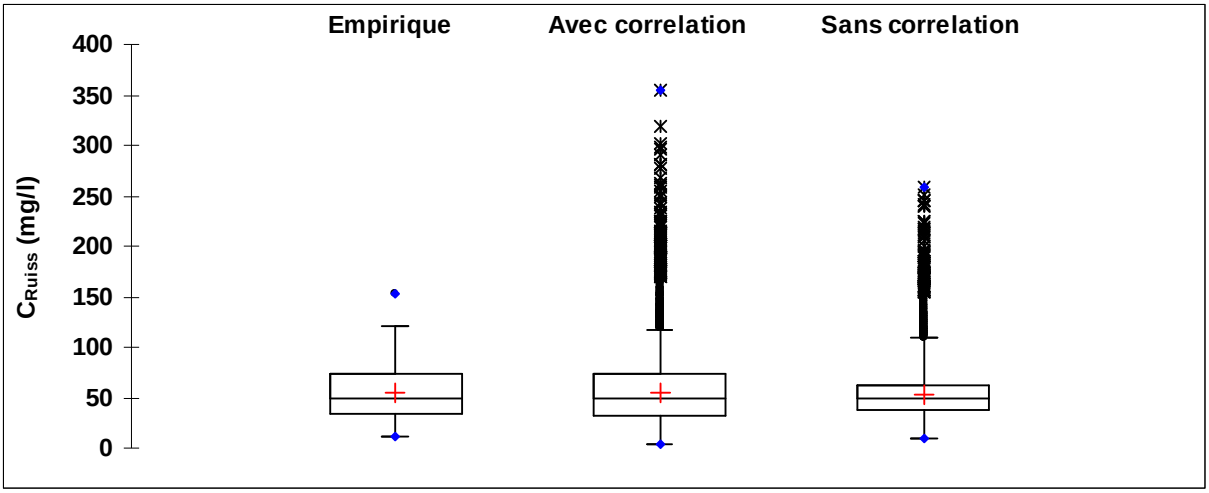


Figure 140 : Effet de non prise en compte de la corrélation observée entre les concentrations en MES par type de surface sur l'estimation de la concentration en MES des eaux de ruissellement

Donc, pour une bonne évaluation de la vraie dispersion de cette concentration, il faut prendre en compte la corrélation entre les différents types de surfaces.

2.6 Effet des incertitudes des coefficients a_i sur la concentration C_{Ruiss}

2.6.1 Méthodologie

Les coefficients a_i peuvent être aussi entachés d'incertitudes dues aux calculs des surfaces et des coefficients de ruissellement de chaque type de surfaces. Nous ne disposons pas d'une estimation de ces incertitudes. Nous avons donc supposé que les variables a_i sont indépendantes et normalement distribuées autour de leurs valeurs moyennes calculées ci-dessous (*Tableau 38*), et nous avons testé quatre coefficients de variation de ces distributions : Cv=*0%* (constante)*; 5% 10%* et *20%*.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La contrainte $\sum_{i=1}^{3} a_i = 1$ nous impose de faire varier deux coefficients (par exemple a_2 et a_3) et de calculer le troisième a_1 (toitures) à partir de cette contrainte en imposant de plus que tous les coefficients a_i soient positifs (on ne prend pas en compte la simulation si un des a_i est négatif). Cette contrainte impliquera alors plus de variabilité sur le coefficient a_1 des toitures. En effet, comme $\sum_{i=1}^{3} a_i = 1$ et les a_i sont indépendants, nous obtenons alors :

$$\sigma_{a_1}{}^2 = \sigma_{a_2}{}^2 + \sigma_{a_3}{}^2$$

2.6.2 Résultats

La variabilité des coefficients a_i n'a quasiment aucun effet sur l'estimation de la concentration en MES des eaux de ruissellement du site du Marais (*Figure 141*). Pour les quatre configurations tests simulées, les statistiques des de position et de dispersions sont très voisines et ne différent pas statistiquement au seuil de 5 % (test de Kruskal-Wallis, *valeur p=62%*). On observe un léger effet sur les valeurs extrêmes qui doit se disparaître si nous augmentons le nombre de simulations. Dans la suite nous avons utilisé les valeurs moyennes coefficients a_i (*cf. Tableau 38*) pour estimé la concentration moyenne événementielle en MES des eaux de ruissellement.

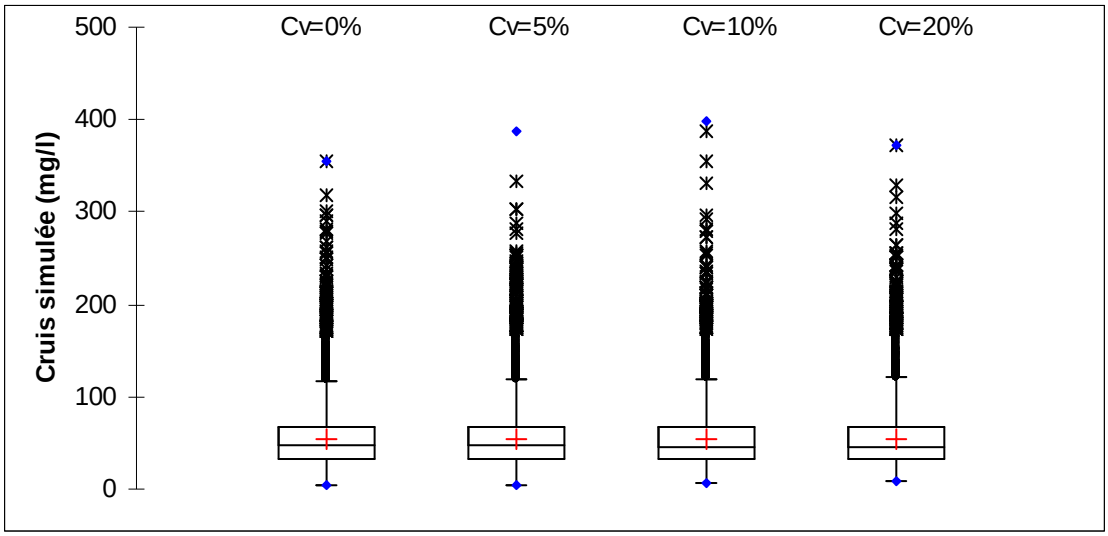


Figure 141 : Effet des incertitudes des coefficients a_i sur l'estimation de la concentration en MES des eaux de ruissellement au site du Marais. Cv est le coefficient de variation des distributions des coefficients a_2 et a_2

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3 APPLICATION SUR LE SITE DE CLICHY

La distribution de la concentration moyenne événementielle des eaux de ruissellement total du site de Clichy a été simulée en utilisant la relation $C_{Ruiss} = \sum_{i=1}^{3} a_i \times C_{Ruiss\ i}$ (1000 tirages) en utilisant les coefficients a_i estimés pour le site de Clichy (*cf. Tableau 38*) et les distributions ajustées pour les trois types de surfaces. Cette distribution sur le site de Clichy a des paramètres de position et de dispersion légèrement supérieurs à ceux du site du Marais (*Figure 142*). Celui-ci est dû au type de surface « toitures » qui a une faible contribution en MES et qui a aussi un pourcentage moins important sur le site de Clichy. La distribution de la concentration C_{Ruiss} sur le site de Clichy diffère de celle de C_{Ruiss} du site du Marais au seuil de 5% (test de Mann-Whitney, *valeur* $p < 10^{-4}$).

Comme pour le Marais la distribution C_{Ruiss} simulée à Clichy à partir de trois distributions de types de surfaces peut être approchée aussi par une unique distribution lognormale (Test de Kolmogorov-Smirnov, *valeur p=95%*). Les paramètres de cette distribution ajustée sur les simulations sont donnés dans *Tableau 40*.

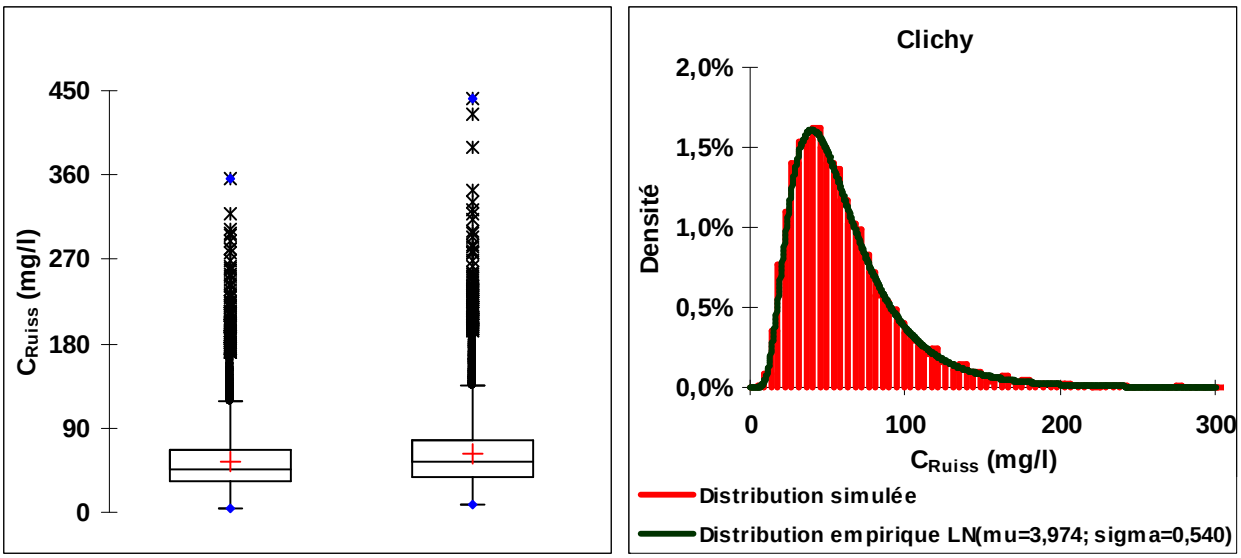


Figure 142 : boîtes à moustaches et distributions simulées et ajustées de la concentration moyenne événementielle en MES des eaux de ruissellement sur les sites de Clichy

En conclusion, la distribution des concentrations en MES des eaux de ruissellement que ce soit par type de surface ou pour toutes les surfaces d'un bassin versant peut être approchée par une loi lognormale avec une grande certitude. La connaissance des paramètres, moyenne et

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

écart-type de cette loi permet de bien simuler la variabilité de cette concentration que nous pouvons observer.

Tableau 40 : moyenne et écart-type, simulés et ajustés sur une loi lognormale des distributions de la concentration moyenne événementielle en MES des eaux de ruissellement sur le site de Clichy. La dernière colonne montre la valeur p pour le test Kolmogorov-Smirnov (KS)

C_{ruis}		*Moyenne (mg/l)*	*Ecart-type (mg/l)*	μ	σ	$\overline{X}$	σ_X	*KS*
Loi Lognormale	*Clichy*	*62*	*36*	*3.974*	*0.540*	*62*	*36*	*95%*

L'évaluation de la concentration en MES des eaux de ruissellement C_{Ruiss} à partir des concentrations en MES des eaux de ruissellement par type de surface nous a permis de bien évaluer les paramètres de la distribution de C_{Ruiss}. De plus, il nous a permis de vérifier l'absence de d'effet des incertitudes des coefficients a_i sur l'estimation de la distribution de C_{Ruiss}.

4 MODELE DERIVE SUR LE SITE D'ECULLY

Si nous supposons la même forme de distributions de la concentration C_{Ruiss} entre différents bassins versants, nous pouvons utiliser deux méthodes pour évaluer C_{Ruiss} : (1) soit à partir des concentrations par type de surfaces ou (2) à partir de la connaissance de la valeur moyenne et de l'écart-type de la distribution lognormale de C_{Ruiss} sur le bassin versant considéré.

Comme nous n'avons aucune information précise sur l'occupation de sol sur le site d'Ecully et que cette occupation diffère de celle des sites parisiens, nous utilisons la méthode (2) pour dériver un modèle de la concentration des eaux de ruissellement C_{Ruiss} sur le site d'Ecully. Nous supposons que la distribution de C_{Ruiss} a la même moyenne $\mu_{Ecully} = \mu_{Marais} = 3.850$ $(\approx \mu_{EPA})$ que celle du site du Marais et celle proposée par l'EPA mais la valeur de l'écart-type σ est deux fois plus élevée ($\sigma = 1.200$) (*Figure 143*). Cette valeur de σ pour Ecully a été choisie en se basant sur la valeur obtenue par (EPA, 2005) pour des bassins versant de type résidentiel comme celui d'Ecully. La valeur moyenne de C_{Ruiss} sera alors *100 mg/l* et son écart-type est *175 mg/l* $(Cv = 1.75)$.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Avec ces valeurs, nous pouvons atteindre des concentrations moyennes événementielles des eaux de ruissellement supérieur à 45*0 mg/l* (Saget, 1994; Rossi, 1998; Zgheib, 2009; Becouze, 2010) avec une probabilité de dépassement de 3%.

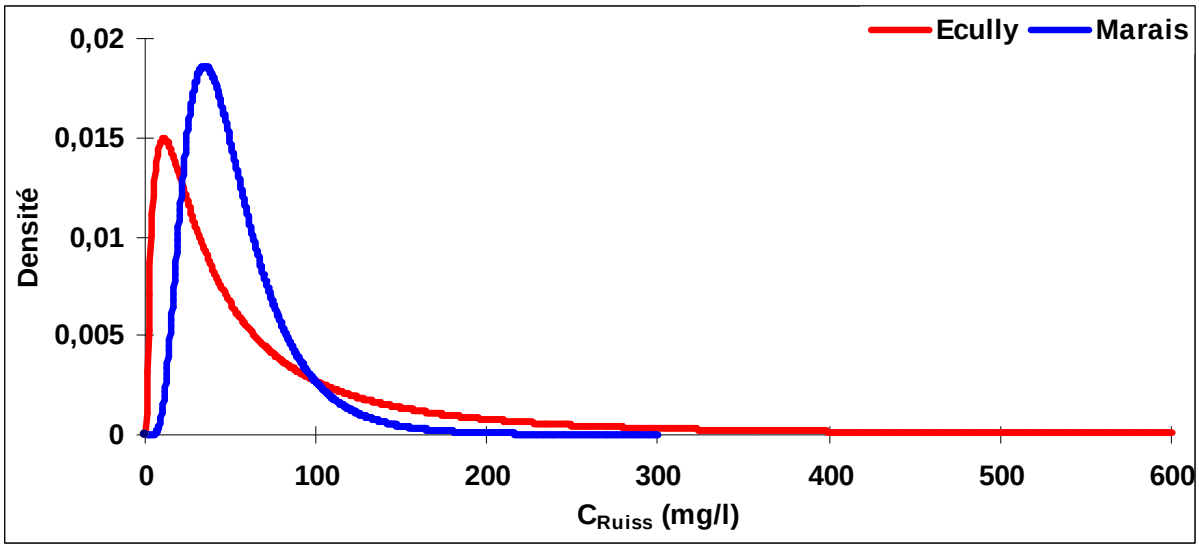


Figure 143 : Modèle statistique du site d'Ecully dérivé de celui du site du Marais pour tout type de surface

5 CONCLUSION

Pour Clichy, nous avons supposé dans ce chapitre que la qualité des eaux de ruissellement par type de surface dans la zone parisienne est la même et donc que la concentration en MES des eaux de ruissellement dépend du pourcentage de chaque type des surfaces sur le bassin versant de Clichy. En supposant que les distributions de concentration issues des trois types de surface suivent une loi log-normale, il apparaît que la concentration résultante est elle-même peu différente d'une loi lognormale.

Nous avons évalué l'effet de la corrélation entre les concentrations de différents types de surface et l'effet des incertitudes des pourcentages de chaque type de surface sur l'évaluation de la concentration des eaux de ruissellement. Le calcul montre que la non prise en compte de la corrélation entre les concentrations de différents types de surfaces sous-estime légèrement la dispersion de la concentration de ruissellement tandis que les incertitudes sur les pourcentages de chaque type ne jouent pas un rôle important sur la variabilité de la concentration en MES des eaux de ruissellement simulée.

Sur le site d'Ecully, nous avons supposé vérifié que les données disponibles auprès de l'EPA pour un bassin versant résidentiel présentaient la même moyenne logarithmique que les

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

données du Marais. En revanche la dispersion proposée par l'EPA est deux fois plus élevée. Nous avons considéré que le type d'urbanisme et les pratiques de lavage spécifique à Paris justifient l'adoption de cette valeur pour le site d'Ecully. De plus les propriétés de la loi lognormale sont telles que l'évaluation de la contribution des dépôts faite dans le chapitre 10 ne sera pas surévaluée.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

CHAPITRE 10.

EVALUATION ET INTERPRÉTATION DE LA CONTRIBUTION DES DÉPÔTS DU RÉSEAU PAR TEMPS DE PLUIE

1 INTRODUCTION

Dans le cas des réseaux d'assainissement unitaires, on peut distinguer trois sources MES par de temps de pluies (EUTP) : les eaux de ruissellement sur les surfaces urbaines (*Ruiss*), les eaux de temps sec (*EU*) et les dépôts constitués dans le réseau d'assainissement (*Stock*).

Plusieurs études ont évalué la contribution de ces trois sources au moyen d'un bilan de masses à partir de quelques événements pluvieux (Krejci *et al.*, 1987; Bachoc, 1992; Chebbo, 1992b; Gromaire *et al.*, 2001; Rossi *et al.*, 2005; Kafi-Benyahia *et al.*, 2006a; Soonthornnonda and Christensen, 2008; Gasperi *et al.*, 2010). Les résultats obtenus mettent en évidence le rôle important des dépôts comme une source significative de MES, voire majeure, lors des épisodes pluvieux.

Ces études ont été menées sur un nombre restreint d'événements pluvieux en les comparant à quelques journées de temps sec, sur la base d'échantillons prélevés in situ à des intervalles de temps de plusieurs minutes voire plusieurs dizaines de minutes. Ces évaluations soulèvent certaines questions concernant l'importance de l'effet des incertitudes dans le calcul (Bertrand-Krajewski *et al.*, 2000).

Nous disposons d'une base de données de mesure en continu de la turbidité pour deux sites de caractéristiques différentes (Clichy et Ecully), une base de données des relations MES-Turbidité sur deux sites unitaires Nantais (CB et SM) et une base de données des concentrations moyennes événementielles des eaux de ruissellement (Marais). Ces bases doivent nous permettre d'évaluer avec une bonne représentativité et une précision acceptable les différentes contributions aux masses événementielles observées à l'exutoire de deux bassins versants.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les objectifs de ce chapitre sont donc :

1. Évaluer la contribution de chacune des trois sources à la masse d'un événement pluvieux et estimer les incertitudes affectant ces évaluations.
2. Analyser la variabilité de la contribution des dépôts en fonction des caractéristiques générales des événements pluvieux,
3. traduire la contribution de dépôts en termes de linéaire et d'épaisseur de couche mobilisable

2 ÉVALUATION DES TROIS SOURCES

2.1 Données utilisées

Nous avons modélisé dans le chapitre 8 les flux de temps sec sur le site de Clichy à Paris. Sur le site des Quais ces flux sont moins prédictibles du fait de perturbations des signaux par temps sec dues à la présence d'une usine de pompage et d'apports externes variables et non connus. Aussi la contribution du réseau pour Paris sera limitée au site de Clichy pour les 88 événements pluvieux identifiés en 2006 sur ce site.

Ces résultats seront confrontés à ceux d'un calcul analogue de la contribution des eaux usées à l'échelle de l'événement mené par (Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011a) sur le site d'Ecully à Lyon.

2.2 Bilan et simulation

Pour évaluer la contribution des trois sources présentées en *§1* aux flux de MES à l'échelle de l'événement, une approche de bilan de masse entre l'entrée et la sortie du réseau de chaque bassin versant a été réalisée.

L'équation de bilan de masse utilisée pour calculer la masse M_{Stock} de l'échange avec les stocks des dépôts existants dans le réseau :

$$M_{Stock} = M_{exut} - M_{EU} - M_{Ruiss}$$

Avec :

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

M_{exut} : Masse totale mesurée à l'exutoire du bassin-versant, au cours de l'événement pluvieux ;

M_{EU} : Masse des eaux usées passées pendant l'événement pluvieux, à l'exutoire de l'événement pluvieux ;

M_{Ruiss} : Masse apportée par les eaux de ruissellement.

La *Figure 144* illustre la méthode de calcul de bilan massique entrée-sortie utilisée. Le calcul de chacune de trois masses est détaillé ci-dessous.

Certaines concentrations sont évaluées à partir des mesures de turbidité converties en MES: il s'agit des concentrations des eaux usées et des concentrations à l'exutoire (cf. partie III). D'autres sont issues de données bibliographiques et des résultats d'analyses exprimées directement en MES (*cf. Chapitre 9*).

Dans la suite, toutes les masses seront alors calculées en *Kg* et les volumes en m^3.

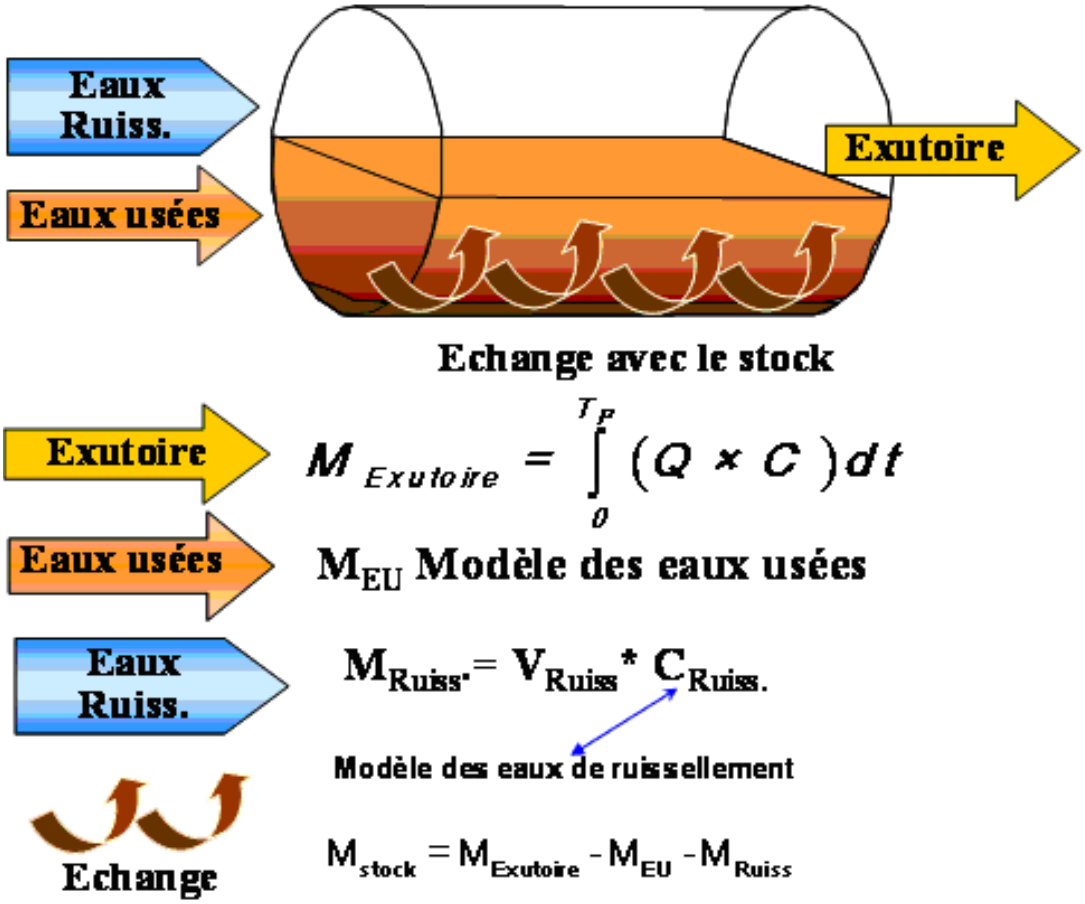


Figure 144 :Méthode de calcul bilan massique entrée – sortie

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.2.1 Bilans hydraulique et massique sur le site de Clichy

2.2.1.1 Volume et masse mesurés à l'exutoire

Les volumes des événements pluvieux à l'exutoire V_{Exut} ont été déjà évalués dans le chapitre 7 par une simple intégrale avec un calcul d'incertitudes associées.

Sur le site de Clichy, nous disposons par temps sec et par temps de pluie des mesures en continu de la turbidité au pas de temps d'une minute. Mais nous ne disposons pas d'une relation de conversion de la turbidité en MES spécifique au site de Clichy : nous utilisons les données MES-Turbidité de sites Nantais, Cordon Bleu (CB) et Saint-Mihiel (SM), qui ont été agrégés car la variabilité des relations MES-turbidité entre ces deux sites est négligeable. L'impact potentiel de cette transposition des données de Nantes au site parisien sera examiné lors de la discussion des résultats.

A partir de ces données, deux approches ont été mises pour évaluer la masse des MES à l'exutoire : (a) la première approche ***A1*** consiste à utiliser une relation unique de données de CB et SM en introduisant les erreurs de mesure de la turbidité, les erreurs de mesure de la concentration en MES et les erreurs résiduelles de la relation MES-Turbidité, (b) la deuxième approche ***A2*** consiste à utiliser une relation $MES = a \times T$ avec une pente a distribuée suivant une loi lognormale et en tenant également compte des incertitudes de mesures (la pente est constante lors d'un événement pluvieux, *cf. chapitre 6*). Pour chaque approche, nous calculons une distribution des valeurs de M_{exut}. La variabilité de M_{exut} dans cette distribution, pour un événement pluvieux donné, est due à la variabilité de la relation MES-Turbidité et aux incertitudes de mesure de turbidité, de la concentration en MES et du débit.

2.2.1.2 Volume et masse des eaux usées

En faisant l'hypothèse que les flux apportés par les eaux usées pendant l'événement pluvieux ne diffèrent en rien des flux observés dans les mêmes conditions (heure, jour saison) en temps sec, le volume V_{EU} et la masse M_{EU} des eaux usées seront évalués en utilisant le modèle stochastique des eaux usées de temps sec développé dans le *Chapitre 8*. Pour un événement pluvieux donné ce modèle fournit un ensemble de profils de débits et de flux de turbidité des eaux usées. À partir de ces profils on détermine la distribution de V_{EU} et de M_{EU}. La

variabilité de ce volume et cette masse est due à la variabilité des profils des eaux usées qui pourraient avoir contribué à cet événement pluvieux. Si l'événement pluvieux s'étend sur plus d'une journée les modèles de profils journaliers seront enchainés en tenant compte de la corrélation entre l'heure h_{24} et l'heure h_1 de deux jours de temps sec successifs (qui est de l'ordre de *0,6* pour le débit et pour le flux).

2.2.1.3 Volume et masse des eaux de ruissellement

a) Volume moyen événementiel d'eaux de ruissellement

Le volume d'eaux de ruissellement V_{Ruiss} produit par un bassin versant peut être estimé soit à partir de la hauteur d'eau moyenne précipitée H_{moy} sur le bassin versant, de la surface du bassin versant S_{BV} et de son coefficient de ruissellement moyen C_{BV} ou à partir d'un bilan faisant intervenir le volume V_{Exut} de l'événement pluvieux mesuré à l'exutoire du bassin versant, le volume V_{EU} des eaux usées produites par le bassin versant pendant la durée de l'événement pluvieux, les volumes V_{DO} déversés au niveau des différents déversoirs au cours de l'événement et les volumes V_{mail} passés au niveau des maillages entre bassins versants pendant la durée de l'événement pluvieux. Ces deux derniers volumes sont mal connus et ils sont plus importants par temps de pluie. Nous ne disposons d'aucune information sur ces deux contributions durant l'année 2006 sur le site de Clichy. Ces volumes ont été négligés.

Le volume ruisselé peut être calculé par :

$$V_{1\,Ruiss} \approx C_{BV} \times S_{BV} \times H_{moy} \text{ ou}$$

$$V_{2\,Ruiss} = V_{Exut} - \left(V_{EU} - V_{DO} \pm V_{mail}\right) \approx V_{exut} - V_{EU}$$

Dans la suite, nous utilisons le bilan à l'exutoire pour estimer le volume d'eaux de ruissellement $V_{1\,Ruiss}$ car nous ne disposons pas d'une mesure précise de la hauteur d'eau tombée sur la surface du bassin versant de Clichy. Cependant nous comparerons ce volume au volume calculé à partir de la hauteur d'eau mesurée sur le pluviomètre Jules-Ferry à coté du point de mesure sur le site de Clichy et au volume estimé par la conductivité.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Donc, le volume des eaux de ruissellement V_{Ruiss} présente pour chaque événement pluvieux une distribution des valeurs qui est due aux incertitudes de mesures à la variabilité de l'hydrogramme d'eaux usées estimé durant cet événement par le modèle eaux usées.

b) Masse moyenne événementielle en MES dans les eaux de ruissellement

Pour chaque événement pluvieux nous avons calculé une distribution de la masse moyenne événementielle en MES des eaux de ruissellement M_{Ruiss}. Cette distribution de M_{Ruiss} est obtenue par le produit de la distribution du volume V_{Ruiss} et de celle de la concentration moyenne événementielle en MES C_{Ruiss}. La concentration C_{Ruiss} est simulée à partir du modèle de concentration des eaux de ruissellement du site de Clichy développé dans le chapitre précédent (*cf. Chapitre 9*). Cette distribution reflète la gamme des valeurs possibles compte tenu de l'absence de mesures de la quantité et de la concentration les eaux de ruissellement à l'entrée du réseau d'assainissement du bassin versant pendant les événements pluvieux. Elle intègre également les erreurs de mesure.

2.2.2 Bilans hydraulique et massique sur le site d'Ecully

La méthode utilisée pour évaluer la contribution du stock des dépôts en réseau d'Ecully est la même que celle utilisée à Clichy par un bilan hydraulique à l'exutoire pour le volume et un bilan massique pour les masses. Les volumes et les masses événementiels mesurés à l'exutoire de ce site ainsi que ceux du temps sec ont été évalués par (Métadier, 2011). Pour les flux de temps sec, la méthode présentée dans (Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011a) repose sur la recherche du jour du temps sec le plus vraisemblable possible par rapport aux signaux du débit et de turbidité juste avant et après l'événement pluvieux (*cf. § Chapitre 8.4.5.2*). Elle permet d'évaluer les masses et les volumes et les incertitudes associées. Pour traduire ces incertitudes en distribution et conduire les simulations nous avons supposé que ces masses, les volumes sont distribués normalement (ce qui a été vérifié sur le site de Clichy).

Le modèle de concentration moyenne événementielle en MES des eaux de ruissellement dérivé à partir des résultats obtenus sur le site du Marais et des données bibliographiques (*cf. § Chapitre 9.4*) est utilisé pour évaluer la masse moyenne événementielle en MES des eaux

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

de ruissellement. Cette masse est évaluée par un calcul analogue à celui de Clichy présenté dans le paragraphe précédent.

2.2.3 Originalité et limite de la méthode utilisée

L'originalité de la méthode utilisée dans le cadre de cette thèse réside dans l'évaluation de la variabilité des sources EU et ER et de l'évaluation des incertitudes associées suivant une approche statistique qui tient compte de toutes sources d'incertitudes et de variabilités qui peuvent influencer la contribution du réseau notamment sur le site de Clichy. De plus la taille de la base de données dont nous disposons doit permettre d'obtenir une bonne estimation de la contribution moyenne du *stock*, et de conduire une première analyse des facteurs de variabilité à l'échelle interévénementielle. Il convient cependant de souligner certaines limites de cette méthode, liées à ses hypothèses :

1. Les relations utilisées pour convertir la turbidité en MES pour le site de Clichy ne sont pas spécifiques à ce site : cette hypothèse est liée à l'utilisation de mesures de turbidité sans analyses de calibration propres au site. Elle n'est pas classique, mais certains auteurs attribuent les différences entres les relations publiées dans la littérature à des différences dans le protocole de mesure de la turbidité (Bertrand Krajewski *et al.*, 2010; Ruban *et al.*, 2010). Dans notre cas les mêmes protocoles ont été utilisés à Paris et à Nantes, et la pertinence de cette hypothèse sera discutée.

2. La contribution des eaux usées de temps sec aux flux observés à l'exutoire lors d'un événement pluvieux est la même que si cet événement pluvieux n'avait pas eu lieu : cette hypothèse a été posée pour toutes les études antérieures ;

3. Les données échantillonnées sur un autre site (le Marais) sont représentatives de la distribution des concentrations en MES des eaux de ruissellement sur le site de Clichy. De même pour Ecully on peut transposer les données de la littérature et la distribution des données du Marais.

2.3 Résultats

2.3.1 Comparaison des volumes ruisselés estimés et des hauteurs précipitées

La *Figure 145* illustre les volumes événementiels des eaux de ruissellement V_{2Ruiss} calculés à partir d'un bilan à l'exutoire en fonction de V_{1Ruiss} ceux calculés à partir de la hauteur précipitée H pour les sites de Clichy et d'Ecully.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Nous observons sur la *Figure 145 (a)* que pour les faibles volumes à Clichy les points se trouvent autour de la première bissectrice, tandis que pour les volumes plus élevés, les volumes estimés à partir du bilan à l'exutoire sont plus grands que ceux estimés à partir de la hauteur *H*. Ceci peut être dû à plusieurs facteurs : soit la hauteur *H* obtenue par le pluviomètre de Jules-Ferry sous-estime la hauteur moyenne précipitée sur la surface du bassin versant (pluie hétérogène), soit encore C_{BV} est plus elevé pou les fortes pluie (ce qui est généralement le cas), soit les volumes V_{mail} passés au niveau des maillages entre bassins versants pendant la durée de l'événement pluvieux n'est pas négligeable.

On retrouve sur le site d'Ecully (*Figure 145 (b)*) des volumes ruisselés en moyenne supérieurs à ce qui est estimé à partir du coefficient d'imperméabilisation, mais le nombre d'événements est plus réduit, et un seul événement présentant un volume ruisselé important pèse fortement dans le ratio. Si on enlève cet événement, la pente de la droite forcée à l'origine entre $V_{1\ Ruiss}$ et $V_{2\ Ruiss}$ sera *1,05* et le R^2 vaut *0,93*.

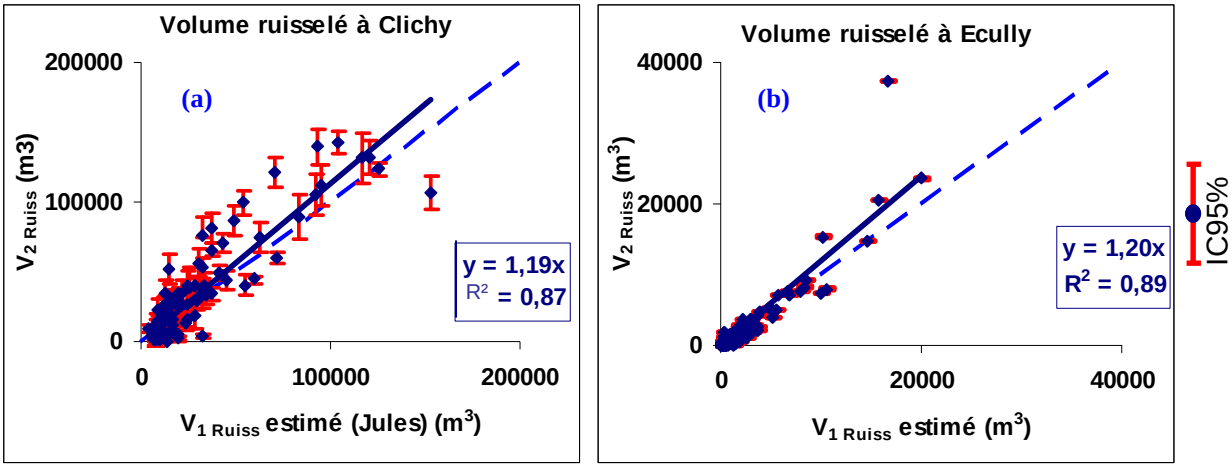


Figure 145 : Relation entre $V_{1\ Ruiss}$ le volume estimé à partir de la hauteur précipité *H* et $V_{2\ Ruiss}$ le volume estimé à partir d'un bilan à l'exutoire sur le site de Clichy et sur le site d'Ecully

2.3.2 Vérification de $V_{2\ Ruiss}$ par la méthode de conductivité

Afin de vérifier l'origine de la différence entre les volumes évalués par un bilan hydraulique et les volumes évalués à partir de la hauteur précipitée *H* sur le site de Clichy, nous utilisons la méthode de conductivité proposée par (Kafi-Benyahia *et al.*, 2006b) pour évaluer la proportion d'eaux usées contenue dans l'effluent au cours de l'événement pluvieux $\left(\% \, V_{EU} / V_{exut}\right)$, à partir de la conductivité moyenne de l'effluent de temps de pluie (dont la

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

mesure en continu est disponible à Clichy), K_{exut}, celle mesurée pour les eaux usées K_{EU} (moyenne journalière *~950 à 1250 µS/cm*) et celle estimée pour les eaux de ruissellement du Marais K_{Ruiss} (moyenne événementielle de *56* à *141 µS/cm* $<< K_{EU}$). Supposons que K_{EU} et K_{Ruiss} sont constantes au cours de la pluie et que la conductivité des eaux de ruissellement du Marais est représentative de celle des eaux de ruissellement du Clichy. La formule de dilution du mélange eaux usées + eaux pluviales donne :

$$K_{exut} = \frac{K_{EU} \times V_{EU} + K_{Ruiss} \times V_{Ruiss}}{V_{tot}} \Rightarrow \boxed{\frac{V_{EU}}{V_{tot}} = \frac{K_{exut} - K_{Ruiss}}{K_{EU} - K_{Ruiss}}}$$

La proportion $\%V_{EU}/V_{exut}$ est estimée pour tous les événements pluvieux afin de savoir l'origine de la différence observée sur la *Figure 145, (a)*. En outre, nous supposons que :

- ✓ K_{Ruiss} suit une distribution normale de moyenne $\overline{K_{Ruiss}} = 100 \mu S/cm$ et de coefficient de variation $Cv_{Ruiss} = 20\%$ (*IC95% : 60-140 µS/cm*);
- ✓ K_{EU} suit une distribution normale de moyenne $\overline{K_{EU}} = 1100 \mu S/cm$ et de coefficient de variation $Cv_{EU} = 10\%$ (*IC95% : 900-1300 µS/cm*);
- ✓ K_{exut} suit une distribution normale de moyenne $\overline{K_{exut}}$ et de coefficient de variation Cv_{exut}. $\overline{K_{exut}}$ est la conductivité estimée pour l'événement correspondant à partir de mesure en continu de la conductivité et du débit au point de mesure à Clichy. La valeur $\overline{K_{exut}}$ est estimée à partir d'un seul signal de conductivité qui pourrait être entâché d'incertitudes, pour cela nous avons choisi $Cv_{exut} = 10\%$;

Ces trois distributions permettent de simuler la distribution de la proportion $\%V_{EU}/V_{exut}$ en utilisant la méthode de Monte-Carlo. L'intervalle de confiance à 95% de cette proportion sera ensuite comparé avec celui obtenu par le bilan hydraulique.

La *Figure 146* illustre les résultats obtenus de proportions $\%V_{EU}/V_{exut}$ ainsi leurs intervalles de confiances à 95% (*IC95*). Les valeurs moyennes à l'échelle de l'événement pluvieux attestent

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

que les proportions d'eaux usées calculées par la méthode de bilan à l'exutoire sont généralement cohérentes avec celles estimées à partir de la conductivité. En effet, les *IC95%* se recouvrent pour tous les événements pluvieux. Donc, nous ne pouvons pas conclure sur la principale raison de la différence entre le volume $V_{2\ Ruiss}$ estimé par un bilan à l'exutoire et V_{1Ruiss} estimé par la seule mesure précipitation dont on dispose.

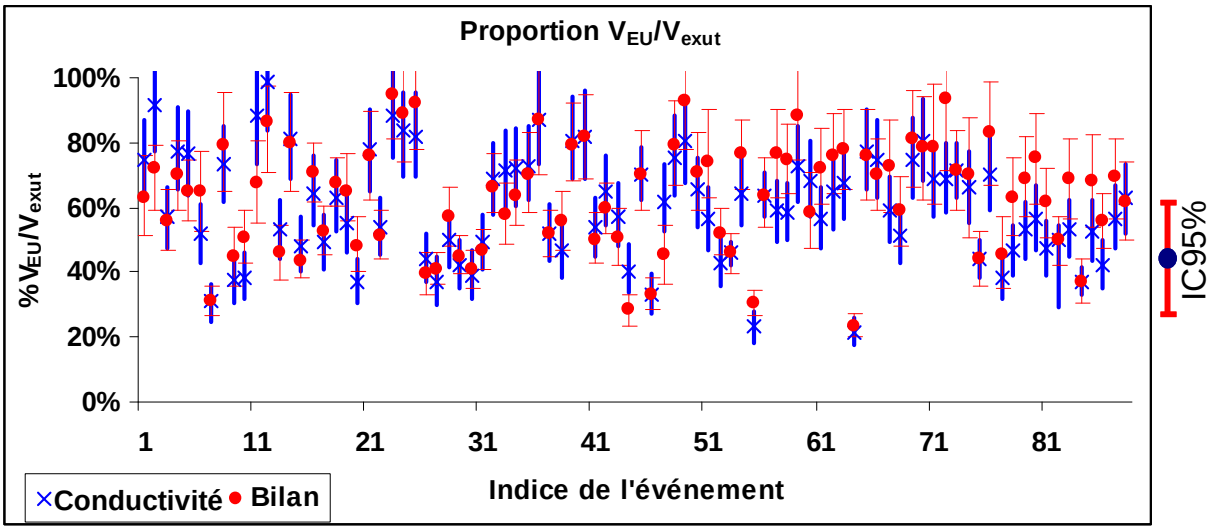


Figure 146 : Proportions V_{EU}/V_{exut} des événements pluvieux estimées par deux méthodes : bilan hydraulique à l'exutoire et méthode de conductivité (les barres représentent les IC95% calculés par la méthode de Monte Carlo)

Dans la suite du chapitre, nous utilisons le volume $V_{2\ Ruiss}$ estimé par le bilan hydraulique comme une estimation du volume d'eaux ruisselées sur la surface du bassin versant de Clichy. Ce volume sera noté V_{Ruiss}.

2.3.3 Contribution de différentes sources aux volumes d'eaux

2.3.3.1 Un événement

Les *Figure 147 (a)* et *(b)* illustrent les distributions des volumes V_{exut}, V_{EU} et V_{Ruiss} pour l'événement 01/01/2006 à Clichy et l'événement 2/4/2008 à Ecully. Les distributions des volumes V_{EU} et V_{Ruiss} sur le site de Clichy présentent une variabilité plus importante que celle des volumes à Ecully à cause de la variabilité des profils des eaux usées estimés par le modèle « Eaux usées ». L'incertitude de mesure de débit ne pèse pas beaucoup sur cette variabilité car les erreurs successives sont supposées non corrélées. Ces distributions nous permettent de

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

donner une valeur moyenne de la contribution de chaque source et un intervalle de confiance à 95% pour chaque événement pluvieux

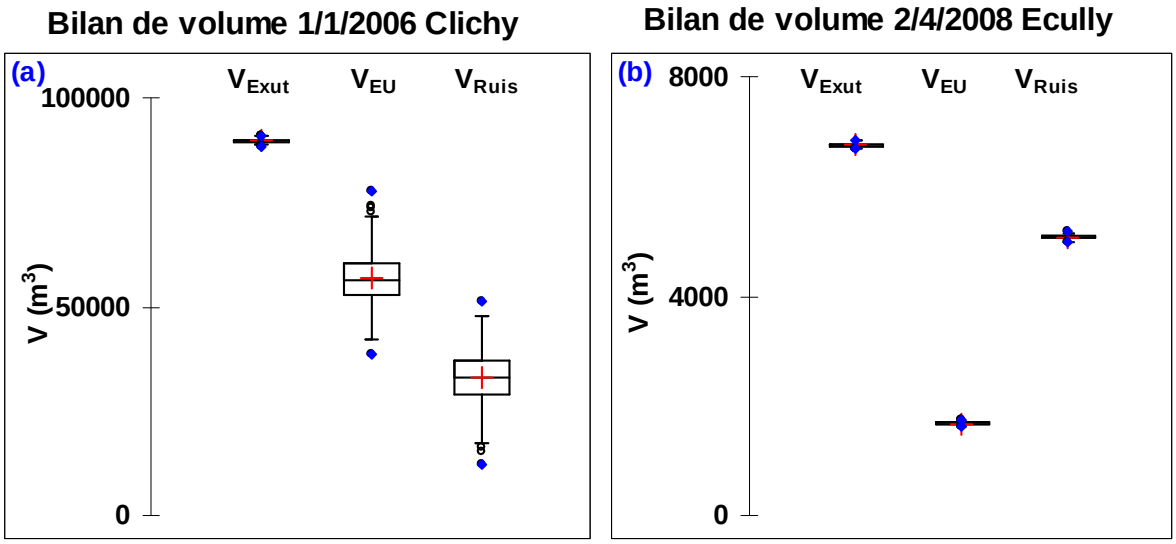


Figure 147 : Bilans de volume pour l'événement 01/01/2006 au site de Clichy (a) et l'événement 2/4/2008 au site d'Ecully

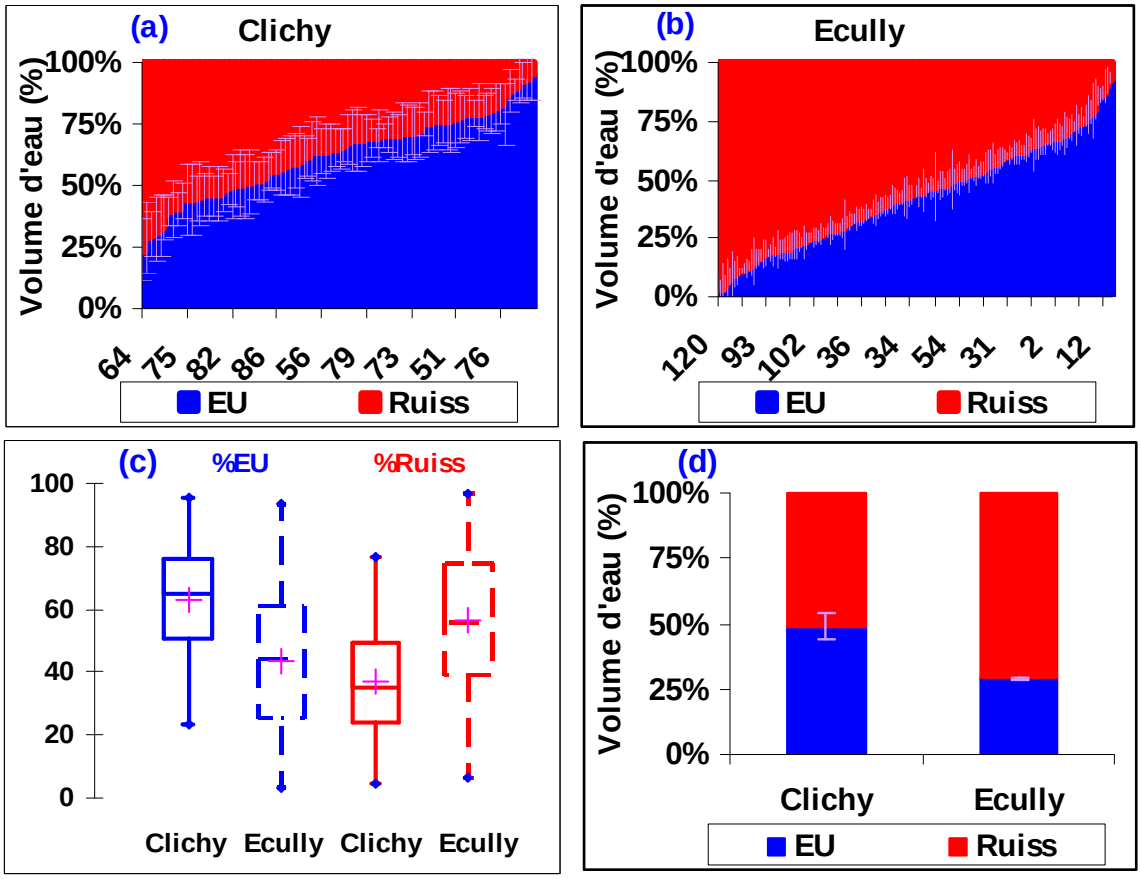


Figure 148 : Contribution en somme, des eaux usées et des eaux de ruissellement au volume total : (a) et (b) à l'échelle de l'événement à Clichy et Ecully respectivement (triés par ordre croissant), (c) Boîtes à moustaches de contributions moyennes événementielles ; (d) à l'échelle de tous les événements ; Les barres représentent les IC95%

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.3.3.2 Tous les événements

Les eaux usées génèrent une fraction non négligeable au volume total de l'événement pluvieux ((boîte : Q_{25}-Q_{75}) 50-80% à Clichy et 20-60% à Ecully) (*Figure 148, (a) et (b), (c)*). À l'échelle de tous les événements, les eaux usées représentent *49±3%* du volume total à l'exutoire en somme des volumes des événements pluvieux à Clichy et *29±0.5%* du volume total à l'exutoire d'Ecully (*Figure 148, (d)*).

2.3.4 Contribution de différentes sources aux flux de MES

2.3.4.1 Un événement

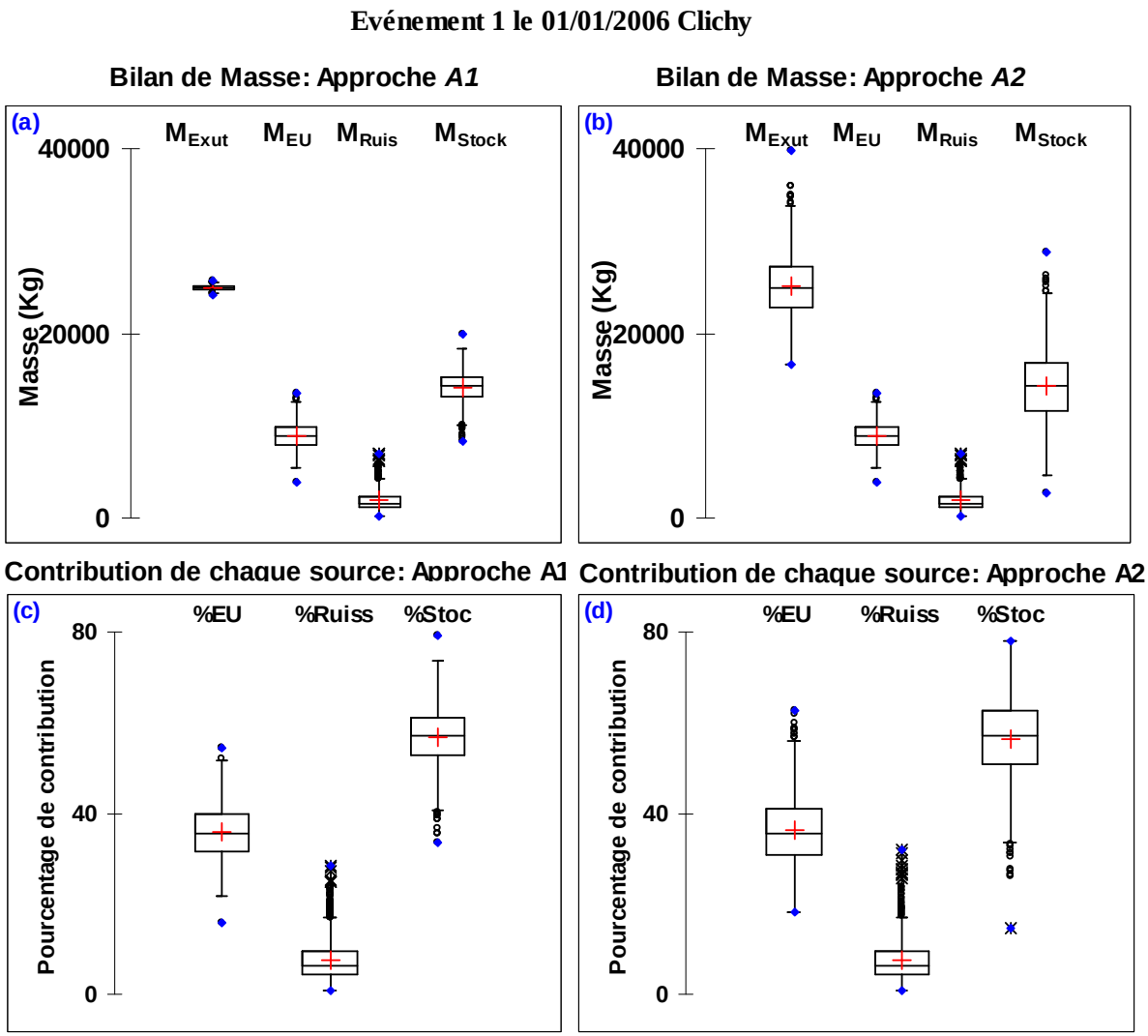


Figure 149 : (a) (b) : Bilan massique pour les deux approches *A1* et *A2* de calcul de la masse totale pour l'événement 01/01/2006 au site de Clichy ; (c) et (d) : pourcentage de contribution de chaque source à la masse totale de cet événement calculée par deux approches

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les *Figure 149* et *Figure 150* illustrent les distributions de la contribution chaque source au flux événementiel de MES pour deux événements pluvieux (événement du 01/01/2006 à Clichy et événement du 02/04/2008 à Ecully).

Les *Figure 149, (a)* et *(b)* illustrent le bilan de masse de l'événement 01/01/2006 à Clichy en fonction des approches utilisées pour évaluer la masse des MES à l'exutoire : l'approche *A1* (relation MES-Turbidité unique) sous-estime les incertitudes de la masse M_{exut} dues à la variabilité des relations MES-Turbidité, tandis que l'approche *A2* (Relation MES-Turbidité variable) prend en compte cette variabilité. Celle-ci se répercute intégralement sur la contribution M_{Stoc} du fait de son évaluation par différence, mais les valeurs moyennes données par les deux approches sont presque les mêmes.

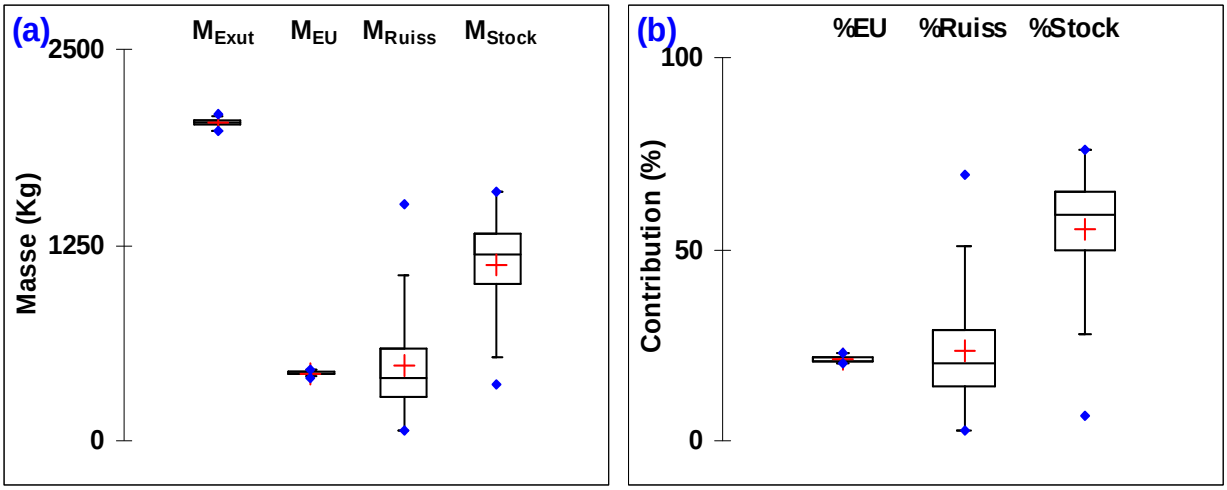


Figure 150 : (a) : Bilan massique pour l'événement 02/04/2008 au site d'Ecully ; (b) et pourcentage de contribution de chaque source à la masse totale de cet événement

À Ecully (*Figure 150, (a)*), les masses M_{exut} et M_{EU} ont une variabilité négligeable devant la variabilité de M_{Ruiss} et M_{Stoc} car les incertitudes de ces masses évaluées par (Metadier and Bertrand-Krajewski, 2011a, b) étaient très faibles par rapport aux incertitudes trouvées à Clichy. La variabilité de M_{Ruiss} et M_{Stoc} est due à celle de la concentration C_{Ruiss} estimée par le modèle de la concentration de ruissellement. Les *Figure 149 (c), (d)* et *Figure 150, (b)* illustrent les pourcentages de contributions de chacune de trois sources aux flux événementielle de MES de l'événement pluvieux. Pour chaque événement pluvieux, ces contributions seront représentées dans la suite par leurs valeurs moyennes et les barres des intervalles de confiance empiriques à 95%.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.3.4.2 Tous les événements

a) Contributions moyennes

La *Figure 151* illustre les boîtes à moustaches des contributions moyennes de chaque source sur les deux sites Clichy et Ecully.

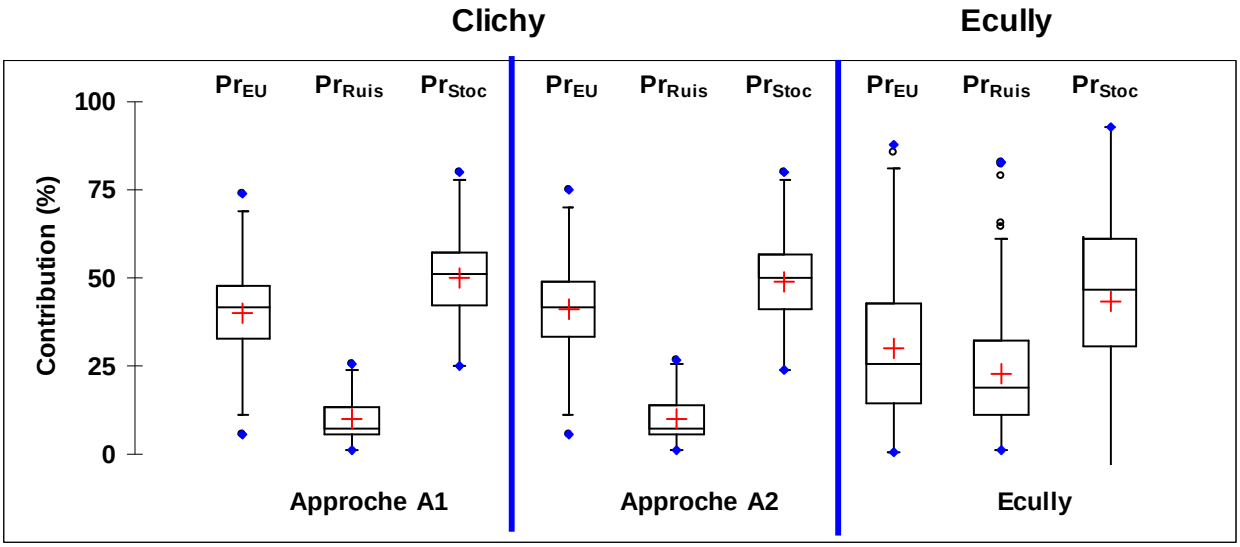


Figure 151 : Boîtes à moustaches de contribution moyenne de chaque source à la masse totale des événements pluvieux à Clichy calculée par deux approches et des événements pluvieux du site d'Ecully

À Clichy, les eaux usées s'avèrent une source principale. Elles génèrent à l'échelle de l'événement pluvieux entre 32 à 48 % (boîte : Q_{25}-Q_{75}) (*Figure 151, (a) et (b)*) de la masse de MES à Clichy que ce soit par l'approche *A1* ou *A2*. Les eaux de ruissellement se distinguent par une contribution en masses de MES faible par rapport aux deux autres sources de MES : entre 7 et 13% (boîte : Q_{25}-Q_{75}, *Figure 151, (a) et (b)*). La mobilisation du stock constitue une source importante en MES. Elle génère entre *42* et *57%*. De la masse événementielle Les valeurs hors boites ou les extrêmes varient entre 5 et 75% pour les eaux usées, 1 et 25% pour les eaux de ruissellement et entre 25 et 80% pour le stock des dépôts.

Ces résultats corroborent les résultats obtenus dans le cadre d'OPUR (phase 2) sur le même site (Kafi-Benyahia *et al.*, 2006a; Gasperi *et al.*, 2010) : En moyenne sur 15 événements : 50% de MES provenaient du réseau, et aussi ceux obtenus sur d'autres sites (Marais, Sébastopol, Quais, Coteaux, Clichy aval) et ceux obtenus par (Gromaire *et al.*, 2001) sur le bassin versant du Marais.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

À Ecully (*Figure 151, (c)*), les contributions moyennes imputables aux eaux usées varient entre 11 et 43% (Q_{25}-Q_{75}), celles imputables aux eaux de ruissellement varient entre 11 et 32% et aux stocks de dépôts varient entre 30 et 62%. Ces résultats montrent que la contribution du stock n'est pas limitée à des réseaux spécifiques comme ceux de Paris (réseaux anciens, faible pente, collecteurs surdimensionnés et fortement encrassés), mais est également mise en évidence pour un réseau pentu et ne présentant pas de zones connues d'accumulation de stock (Métadier, 2011).

b) Variabilité et incertitude sur les différentes contributions

Les *Figure 152*, *Figure 153* et *Figure 154* illustrent les pourcentages de contributions des eaux usées, des eaux de ruissellement et des stocks de dépôts du réseau aux flux de MES à Clichy (Approche A1 *Figure 152*, Approche A2 *Figure 153*) et à Ecully (*Figure 154*) ainsi que leurs intervalles de confiances à 95%. L'objectif d'illustrée les IC95% est de voir si les contributions de réseau pourraient être nulles à cause de la variabilité des profils d'eaux usées, de la variabilité de la qualité et quantité des eaux de ruissellement et des incertitudes de mesures.

Pourcentage de contribution: Approche *A1*

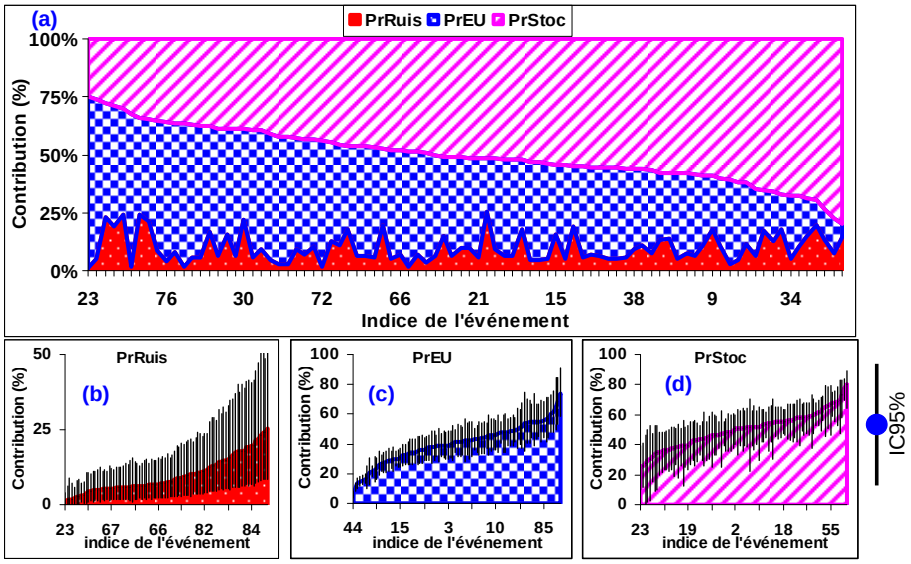


Figure 152 : (a) : Pourcentage de contribution de chaque source à la masse totale des événements pluvieux à Clichy pour l'approche *A1* (Relation unique MES-Turbidité à partir des données aux sites de CB et SM) ; (b), (c) et (d) : pourcentage de contribution de chaque source classé par ordre croissant de contribution (moyenne ± IC95%)

Selon l'approche A1 (une relation unique MES-Turbidité est utilisée pour évaluer la masse M_{exut} à Clichy), les IC95% pour tous les événements pluvieux ne contiennent pas le zéro et

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

par conséquent, nous pouvons conclure que le stock de dépôts contribue à la masse totale de tous les événements (*Figure 152*).Par contre, selon l'approche A2 (une relation MES-Turbidité variable est utilisée pour évaluer la masse M_{exut}), nous pouvons observer quelques événements pluvieux dont la contribution du stock pourrait être négligeable (6 événements ~7% des événements à Clichy) (*Figure 153*). Ces événements pluvieux sont des événements de faible volume dont la forme de l'hydrogramme est proche de celui de temps sec. En revanche pour 80% des événements la contribution du stock est supérieure à 20% avec un degré de confiance de 95%.

Pourcentage de contribution: Approche *A2*

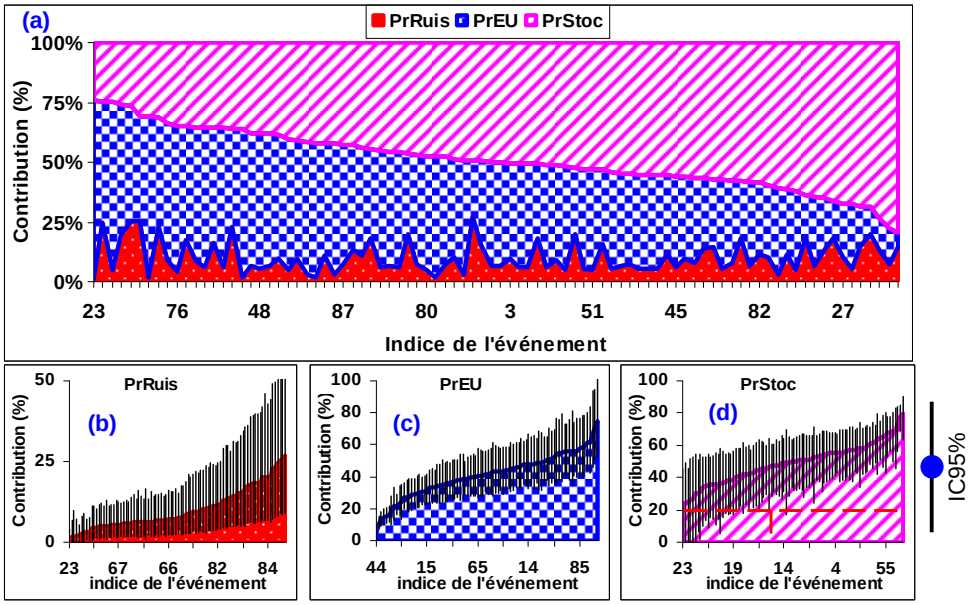


Figure 153 : (a) : Pourcentage de contribution de chaque source à la masse totale des événements pluvieux à Clichy pour l'approche *A2* (Relation MES-Turbidité variable à partir des données aux sites de CB et SM) ; (b), (c) et (d) : pourcentage de contribution de chaque source classé par ordre croissant de contribution (moyenne ± IC95%)

À Ecully (*Figure 154*), il y a aussi quelques événements pluvieux dont la contribution du réseau peut être négligeable (17% des événements). Cependant cette contribution dépend fortement du choix de paramètres de la distribution des C_{Ruiss}. (*cf. §Chapitre 9.4*).

En faisant une démarche inverse, c.à.d. en attribuant les masses non explicables par les eaux usées aux masses des eaux de ruissellement, nous pouvons calculer la concentration de ces eaux C_{NEU} afin d'estimer sa distribution: $C_{NEU} = \frac{M_{Exut} - M_{EU}}{V_{Ruiss}}$.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

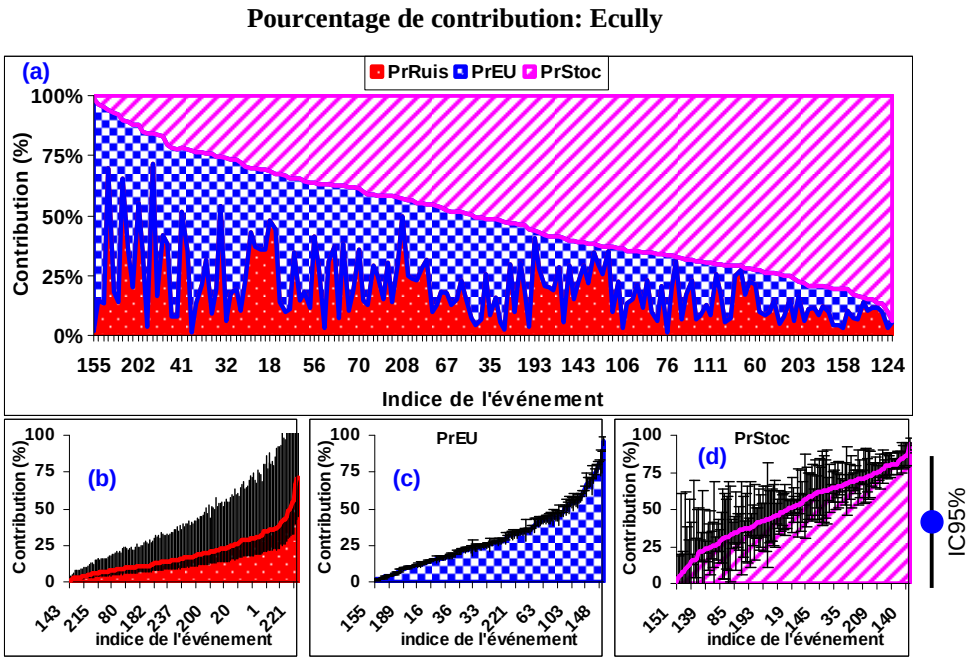


Figure 154 : (a) : Pourcentage de contribution de chaque source à la masse totale des événements pluvieux à Ecully (b), (c) et (d) : pourcentage de contribution de chaque source classé par ordre croissant de contribution (moyenne ± IC 95%)

La *Figure 155* illustre la fonction de répartition de C_{NEU} pour les sites de Clichy et d'Ecully. Ces distributions montrent qu'il faut avoir des concentrations énormes des eaux de ruissellement pour expliquer les masses M_{exut} par les eaux usées et les eaux de ruissellement. Par exemple, une concentration des eaux de ruissellement inférieure à *500 mg/l* n'explique qu'environ 60% des événements à Clichy et à Ecully. Tandis que les concentrations moyennes événementielles observées atteignent rarement ces concentrations pour des sites dont les surfaces ressemblent aux surfaces de ces deux bassins versants.

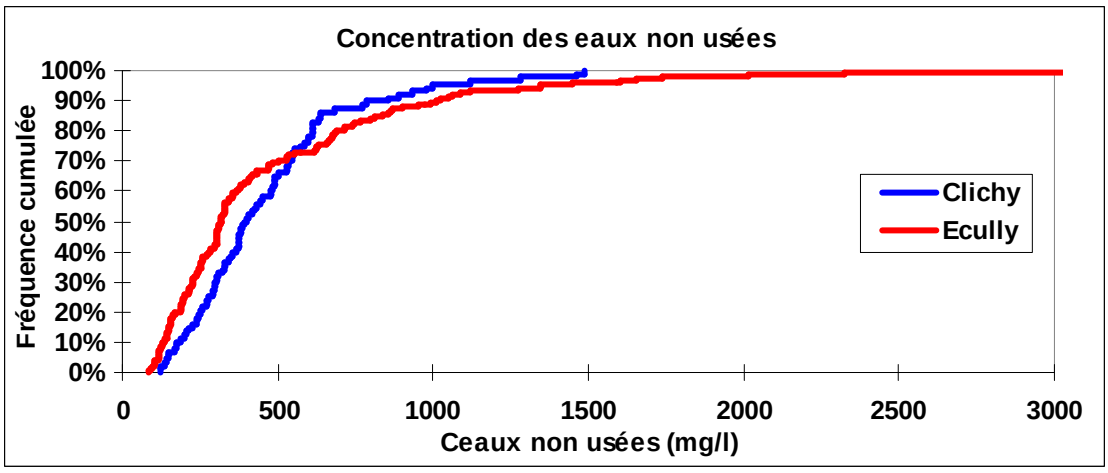


Figure 155 : Fonctions de répartitions des concentrations des eaux non usées attribuables aux eaux de ruissellement sur les sites de Clichy et Ecully

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.3.5 Conclusion

En conclusion, les calculs précédents corroborent les résultats similaires obtenus par d'autres études : la masse en MES transitée à l'exutoire pendant un événement pluvieux ne correspond pas à la somme des masses en provenance des eaux usées et des eaux de ruissellement, ces deux composantes étant chacune minoritaire. En effet, en moyenne plus de 45% des MES mesurées à l'exutoire de deux bassins versants proviennent de la mobilisation de stocks présents dans le réseau. Ils montrent aussi que cette contribution n'est pas spécifique au réseau parisien de faible pente et surdimensionné mais aussi elle est importante dans un réseau d'assainissement comme celui d'Ecully qui a une pente de *2.7%* contre *0,14%* pour le réseau de Clichy et il ne présente pas aussi de zones connues d'accumulation de sédiments.

Les résultats de contribution ont été illustrés pour les deux sites : Clichy et Ecully. L'étude de la sensibilité de contribution du stock et l'interprétation des résultats en fonction des caractéristiques des événements pluvieux seront étudiés ensuite uniquement pour le réseau de Clichy. Nous ne sommes pas allés plus loin dans l'interprétation des résultats du site d'Ecully à Lyon. Cette tâche sera une perspective pour les suites de notre travail.

2.3.6 Sensibilité de la contribution du réseau à Clichy

La contribution du stock en réseau sur le site de Clichy a été évaluée en fonction de plusieurs hypothèses :

1. Les relations MES-Turbidité du site de Clichy sont semblables aux celles du site Nantais (Cordon Bleu et Saint-Mihiel) que ce soit par temps sec ou par temps de pluie ;

2. Les eaux usées de temps de pluie ne différent pas des eaux de temps sec ;

3. Les eaux de ruissellement par type de surface du site de Clichy ne diffèrent pas de celles de même type de surface du site du Marais.

Quant à l'incertitude sur cette contribution, elle a été évaluée en supposant qu'il n'y a pas de composante systématique dans les erreurs affectant du débit et de la turbidité au cours d'un événement pluvieux. c.à.d. nous avons supposé que les valeurs successives de ces erreurs sont non corrélées.

Il est évident que la contribution du stock des dépôts du réseau d'assainissement de Clichy est sensible à ces hypothèses. Mais quelle est la sensibilité de cette contribution à ces hypothèses ? Et comment nous pouvons évaluer cette sensibilité ?

La troisième hypothèse peut être admise car la surface du site de Clichy ne diffère pas de celle du Marais en termes d'occupation du sol (*cf. §Chapitre 9*). De plus les caractéristiques générales des événements pluvieux de l'année 2006 du site de Clichy ont même variabilité de celles des événements pluvieux mesurés par (Gromaire-Mertz, 1998) sur le site du Marais.

La sensibilité de trois autres hypothèses sera détaillée ci-dessous.

2.3.6.1 Effet des relations MES-Turbidité

Si nous appliquons les relations MES-Turbidité construites sur les sites Nantais pour évaluer les concentrations moyennes événementielles en MES (par temps de pluie) ou journalière (par temps sec) pour les chroniques des événements et des jours de temps sec acquises sur le site de Clichy à Paris, nous sous-estimons cette concentration que ce se soit par temps sec ou par temps de pluie comme on peut le constater en comparant ces résultats avec les résultats établis lors de campagnes de mesures ponctuelles dans le cadre du programme de recherche OPUR2 sur le même site (13 jour de temps sec et 16 événements pluvieux) (Gasperi *et al.*, 2006; Gasperi *et al.*, 2008b; Kafi-Benyahia *et al.*, 2008). Le *Tableau 41* illustre cette comparaison : les concentrations moyennes journalières de temps sec pour Clichy dans le cadre d'OPUR2 sont supérieures d'environ 30% à celles estimées à partir de la relation MES-Turbidité de temps sec de sites Nantais, tandis que celles de temps de pluie sont supérieure de ~11% à celles estimées à partir des relations MES-Turbidité de temps de pluie de sites Nantais.

Pour tenir compte de cette sous-estimation variable de la concentration en MES, nous proposons de modifier les relations MES-Turbidité pour le temps sec ainsi pour le temps de pluie. A cet effet nous majorons la pente des droites forcées à l'origine par le pourcentage de différence entre les valeurs obtenues et les valeurs mesurées dans le cadre d'OPUR2. Bien que cette correction soit estimée à partir de la concentration moyenne journalière ou événementielle, elle reste acceptable à l'échelle du jour ou de l'événement car la variabilité intrajournalière ou intraévénementielle de la pente a de la relation MES-Turbidité était faible.

Pour le temps sec, les variabilités intra et inter journées étaient très faibles. Donc, nous avons majoré la pente de la droite forcée à l'origine de 30 % afin de tenir compte de cette différence

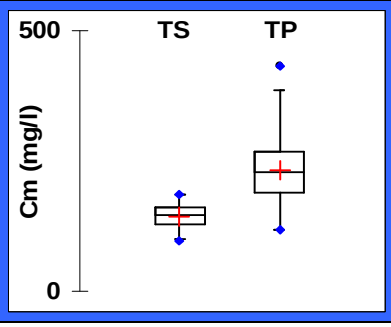
pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

par temps sec en supposant que l'écart-type résiduel des nuages des points autour de cette droite est majoré également de 30% (coefficient de variation constant).

Pour le temps de pluie, nous utilisons l'approche *A2* qui consiste à utiliser la distribution de la pente a de la relation $MES = a \times T$. En effet la pente a est distribuée suivant une loi lognormale de moyenne $\bar{a}$ et de coefficient de variation Cv_a. La nouvelle distribution de la pente a est supposée aussi distribuée suivant une loi lognormale de moyenne $1{,}11 \times \bar{a}$ et de même coefficient de variation Cv_a.

Tableau 41 : Comparaison des déciles journaliers et événementiels de temps sec et de temps de pluie de la concentration moyenne calculée à partir de la relation MES-Turbidité, avec des résultats de déciles journaliers et événementiels de temps sec et de temps de pluie de la concentration en MES issus du programme de recherche OPUR 2 (Gasperi *et al.*, 2006; Gasperi *et al.*, 2008b; Kafi-Benyahia *et al.*, 2008)

Décile	Temps sec			Temps de pluie			Boîtes à moustache (MES-T)
	Relation MES-T	OPUR	Rapport	Relation MES-T	OPUR	Rapport	
d_{10}	*124*	*166*	*1,34*	*155*	*174*	*1,12*	
d_{50}	*146*	*189*	*1,29*	*227*	*250*	*1,10*	
d_{90}	*172*	*221*	*1,28*	*286*	*317*	*1,11*	



Enfin, nous avons calculé les nouvelles contributions du réseau. Ces contributions sont comparées avec les contributions évaluées à partir des relations de sites Nantais (*Figure 156*). Le pourcentage de contribution du réseau diminue entre 0 (pour les plus fortes valeurs) et 10% (pour les plus faibles) par rapport à celui calculé en utilisant la relation MES-Turbidité de CB et SM. Ceci est dû à l'augmentation de la masse des eaux usées de l'ordre de 30% tandis que celle des eaux urbaines mesurées à l'exutoire ont augmenté de l'ordre de 11%. Mais la diminution de ce pourcentage n'affecte pas la distribution de pourcentage de contribution du stock. Les pourcentages de contribution des eaux usées ont augmenté environ du même pourcentage et ceux des eaux de ruissellement ont diminué (maximum 2%). Les largeurs des IC95% des pourcentages de contributions pour les deux approches sont très proches. Ainsi, le pourcentage des événements qui ont une faible contribution du stock ou négligeable (IC95% contient le zéro) devient 10% au lieu de 7% dans le cas l'approche *A2* en utilisant des relations MES-Turbidité de CB et SM.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

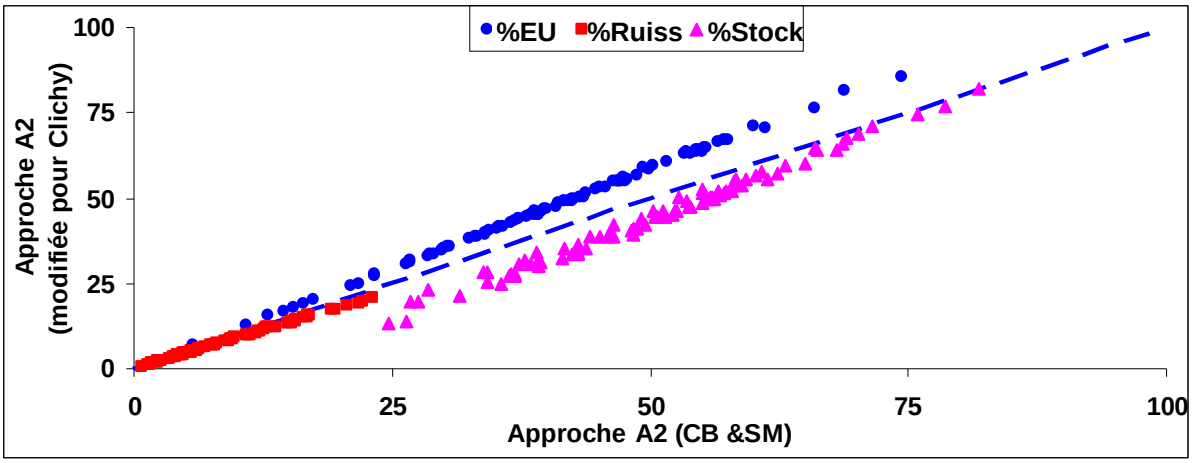


Figure 156 : Pourcentage de contribution des différentes sources à la masse événementielle en MES après correction de la relation MES-Turbidité (site de Clichy, un point par événement)

Distribution de la masse M_{Stoc} pour l'approche A2 :

La *Figure 157* illustre les distributions de la masse moyenne imputable au stock en réseau pour le site de Clichy (Relation MES-T CB et SM ; relation MES-T modifiée pour Clichy) et sur le site d'Ecully. Les deux distributions sur le site de Clichy ne sont pas différentes au seuil de 5% (test de Mann-Whitney, *valeur p=77%*) et aussi pour le même événement (test de Wilcoxon, *valeur p=13%*). Mais elles sont différentes de celle du site d'Ecully. Le test d'ajustement de Kolmogorov montre que nous pouvons ajuster une distribution lognormale pour chacune de ces trois distributions.

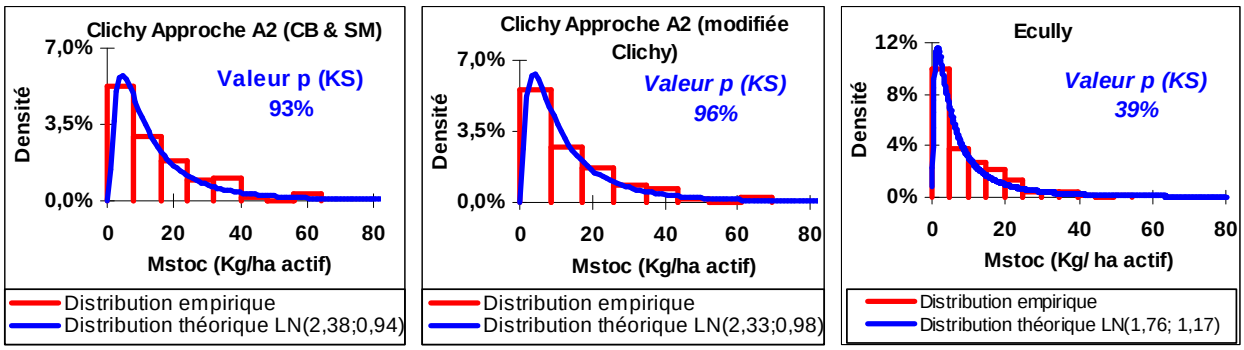


Figure 157 : Distribution théorique et empirique de la masse moyenne imputable au stock de dépôts sur le site de Clichy (Relation MES-T CB et SM ; relation MES-T modifiée pour Clichy) et sur Ecully. Les *valeurs p* correspondent aux valeurs p du test d'ajustement de Kolmogorov-Smirnov (KS)

2.3.6.2 Variations du flux d'eaux usées

L'hypothèse que les flux apportés par les eaux usées pendant les événements pluvieux ne différent en rien des flux observés dans les mêmes conditions (heure, jour saison) en temps

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

sec pourrait être mise en défaut par les mêmes phénomènes que ceux qui provoquent la mobilisation de stocks lors des événements pluvieux. Les phénomènes d'accumulation / reprise affectant les MES sont liés aux variations de capacité de transport des effluents transités dans le réseau d'assainissement, et de telles variations se produisent au cours d'une journée de temps sec comme d'un événement pluvieux. Autrement dit les variations de débit entre la nuit et le jour en temps sec sont du même ordre que celles qui sont observées lors d'un événement pluvieux d'amplitude modérée (coefficient de variation $\approx 20\%$). Tout dépendra ensuite de la position de ces variations par rapport à des valeurs-seuil discriminant les conditions d'accumulation de celles de reprise.

Par ailleurs le stock mobilisé en temps de pluie doit être constitué à un moment donné, a priori plutôt en temps sec. Si on admet qu'il s'agit d'une accumulation directe de MES, l'accumulation de MES dans le réseau doit provoquer un déficit sur les flux observés en temps sec par rapport à la contribution réelle des eaux usées lors des événements pluvieux, où cette accumulation ne doit plus avoir lieu. Dans ce cas, le modèle stochastique d'eaux usées de temps sec utilisé sous estimerait la masse apportée par les eaux usées de temps de pluie, et par voie de conséquence surestimerait la masse supposée due au stock de dépôts.

Pour estimer la sensibilité des résultats à ce phénomène, nous ajoutons aux eaux usées de temps de pluie la masse qui pourrait être due à cette sous-estimation.

Plusieurs hypothèses sont posées :

- À l'échelle annuelle : la masse accumulée par temps sec est égale à la masse reprise par temps de pluie : c.à.d. la somme des masses mobilisées en supposant qu'il n'y a pas de différence entre les eaux usées de temps sec et les eaux usées de temps de pluie est supposée égale à la masse sédimentée par temps sec pendant le temps de pluie : Masse sedimentée= $\sum_{\text{toutes les pluies}} M_{\text{reprise } i}$

- Le phénomène d'accumulation ne peut se produire que par temps sec.

- L'accumulation par temps sec peut suivre plusieurs cinétiques:

  1. La masse déposée *MD* est linéaire avec la durée de temps sec, c.à.d. la masse déposée à un instant *t* sera $MD(t) = K \times t + M_{ini}$ avec, M_{ini} la masse restant

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

dans le réseau d'assainissement après la pluie antécédente et K le taux d'accumulation supposé constant. Le taux K sera calculé à partir de la première hypothèse en rapportant la masse totale mobilisée à la durée totale de temps sec. En effet, (Ahyerre and Chebbo, 2002) ont précisé le mode d'accumulation de la couche organique sur le Marais grâce à une série de prélèvements effectués à différents pas de temps (de 2 jours à 6 jours), durant des périodes de temps sec. Sur 6 jours, la couche s'accumule de façon linéaire avec un taux d'accumulation $K = 215 g / j / m^2$ de dépôts. Les observations de (Oms *et al.*, 2005) réalisées sur le même site montrent des taux d'accumulation plus élevés et variables et elles ne permettent pas donc de conclure définitivement sur le taux d'accumulation de la couche organique ;

2. L'accumulation pourrait aussi se faire en fonction d'un débit seuil Q_0 : si le débit $Q>Q_0$ il y a de la mobilisation, tandis que si $Q<Q_0$ il y a de l'accumulation de particules. Les valeurs de Q_0 choisies sont $k \times Q_{\min}$ avec $k = 1.5$ et 2 et $Q_{\min}$ débit minimum de l'hydrogramme des eaux usées simulé (donc il est variable avec les saisons). L'accumulation par temps sec en fonction des classes de vitesse de chute des particules issues des trois sources de polluants pourrait aussi être testée mais nous ne disposons pas d'une répartition de cette vitesse de chute (Gromaire *et al.*, 2001);

3. La masse déposée tend vers une limite que l'on appelle *CS* (Krejci *et al.*, 1987; Bertrand-Krajewski, 1992), capacité de stockage du réseau de Clichy en temps sec, par une relation exponentielle de type $MD(t) = CS \times \left(1 - e^{-SD \times t}\right)$, avec SD le coefficient de sédimentation. Les coefficients CS, SD sont supposées constants. Ces coefficients et la masse initiale M_0 peuvent être calés à partir de la première hypothèse afin que la masse sédimentée par temps sec soit égale à la masse érodée par temps de pluie à l'échelle annuelle. Les paramètres CS et SD dépendent du réseau et de l'écoulement en réseau et leur capacité à stocker les masses déposées ;

Les calculs montrent que la première hypothèse d'accumulation proportionnelle au temps linéaire est celle qui a le plus d'impact sur le pourcentage de contribution du réseau, surtout

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pour les événements ou cette contribution est faible. *Dans la suite nous présentons seulement la première hypothèse de sédimentation.*

La masse de stock sera calculée par : $M_{stock} = M_{Exut} - \left(M_{EU} + M_{ns} + M_{Ruiss}\right)$

Avec M_{ns} la masse des eaux usées non sédimentée pendant l'événement. Elle est calculée en se basant sur les hypothèses de sédimentation linéaire par temps sec (*Figure 158*).

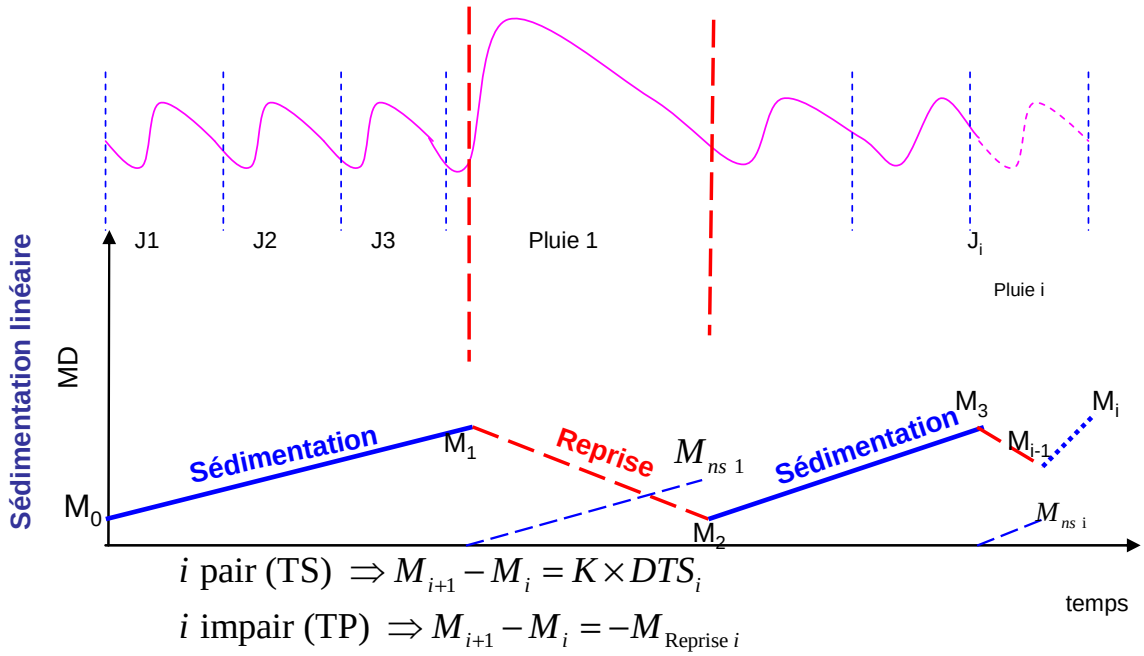


Figure 158 : Hypothèse de l'évolution de la masse déposée dans le réseau par temps sec

Selon la première hypothèse, le taux d'accumulation moyen annuel K est estimé à $K = 222 \pm 17 g / j / m^2$ de dépôts dans le collecteur principal de Clichy. Il est très proche de celui observé par (Ahyerre and Chebbo, 2002) pour la couche organique du Marais (*215 g/j/m²* de dépôts).

La déduction de la masse non sédimentée fait varier le pourcentage de contribution du réseau. La *Figure 159* illustre les nouvelles contributions de chaque source avant et après soustraction de la masse sédimentée. Les pourcentages de contribution de stock ont été diminués de 5 à 10% tandis que celui des eaux usées ont été augmentés de même pourcentage. Les largeurs des IC95% sont très proches pour les deux calculs (sans et avec sédimentation). La moyenne de la distribution de pourcentage de contributions du stock pour tous les événements a

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

diminué de 5% : elle est égale à celle des eaux usées (45%) contre 50% pour *Stock* (40% pour *EU*) dans le calcul sans sédimentation.

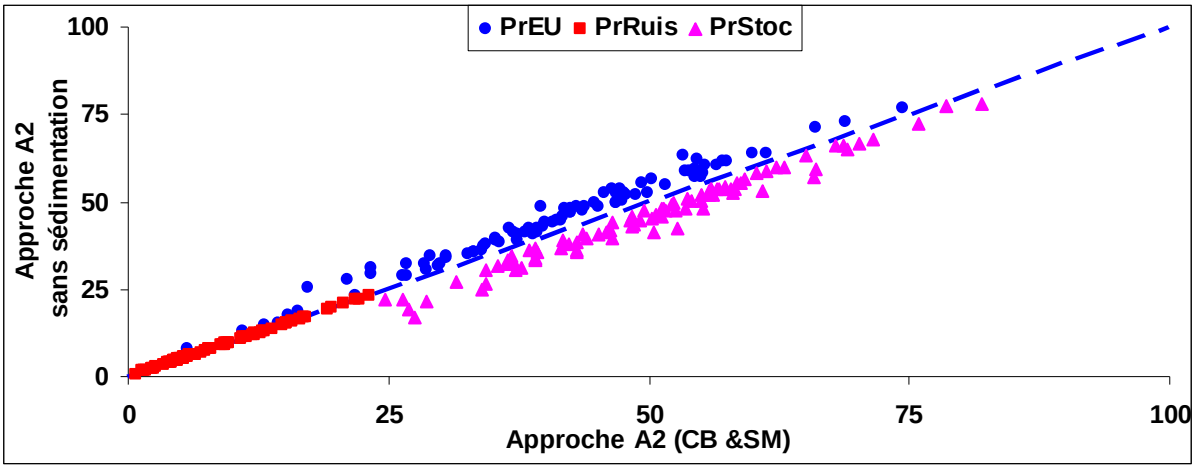


Figure 159 : Comparaison des contributions de chaque source après soustraction de la masse non sédimentée par les eaux usées

2.3.6.3 Effet des erreurs systématiques

Les valeurs successives du débit ou de la turbidité peuvent être entachées aussi par des incertitudes corrélées mais nous ne disposons pas d'une estimation de cette corrélation. La meilleure façon de résoudre ce problème est de majorer cette incertitude en prenant une corrélation $\rho=1$ entre les erreurs successives : c'est que l'on appelle l'erreur systématique. Différentes combinaisons peuvent être faites. En effet la masse de stock érodée est calculée par :

$$M_{stock} = M_{Exut} - M_{EU} - C_{Ruiss}(V_{Exut} - V_{EU})$$

Ces masses peuvent être entachées d'une erreur systématique de $\pm X$ ou nulle. Par exemple, si le débit d'eaux usées est attaché d'une erreur de $+10\%$ et celui des eaux à l'exutoire n'est pas entaché d'erreur systématique (0%) alors la masse du stock érodée sera :

$$M_{stock} = A^0{}_{M_{Exut}} - B^+{}_{M_{EU}} - C_{Ruiss}(A^0{}_{V_{Exut}} - B^+{}_{V_{EU}})$$

Avec $A^0{}_{V_{Exut}}$ (resp. $A^0{}_{M_{Exut}}$) le volume (resp. la masse) estimé à l'exutoire si le débit n'est pas entaché d'erreur systématique ; $B^+{}_{V_{EU}}$ (resp. $B^+{}_{M_{EU}}$) le volume d'eaux usées (resp. masse d'eaux usées) calculé en majorant le débit d'eaux usées de +10%. Il peut y avoir donc, 8 combinaisons possibles (*Figure 160*). Pour ces 8 combinaisons, nous comparons les

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pourcentages de contribution du stock de dépôts obtenus avec ceux obtenus dans le cas des erreurs non corrélées (sans erreurs systématiques). Les résultats montrent que le pourcentage moyen de contribution du réseau n'est pas affecté par ces erreurs systématiques sauf pour quelques configurations (A^-B^+, A^+B^+) et quelques événements. Les largeurs des IC95% sont plus grandes que ceux obtenus sans erreurs systématiques car les incertitudes des variables M_{exut}, M_{EU} et M_{Ruiss} sont plus grandes dans ce cas.

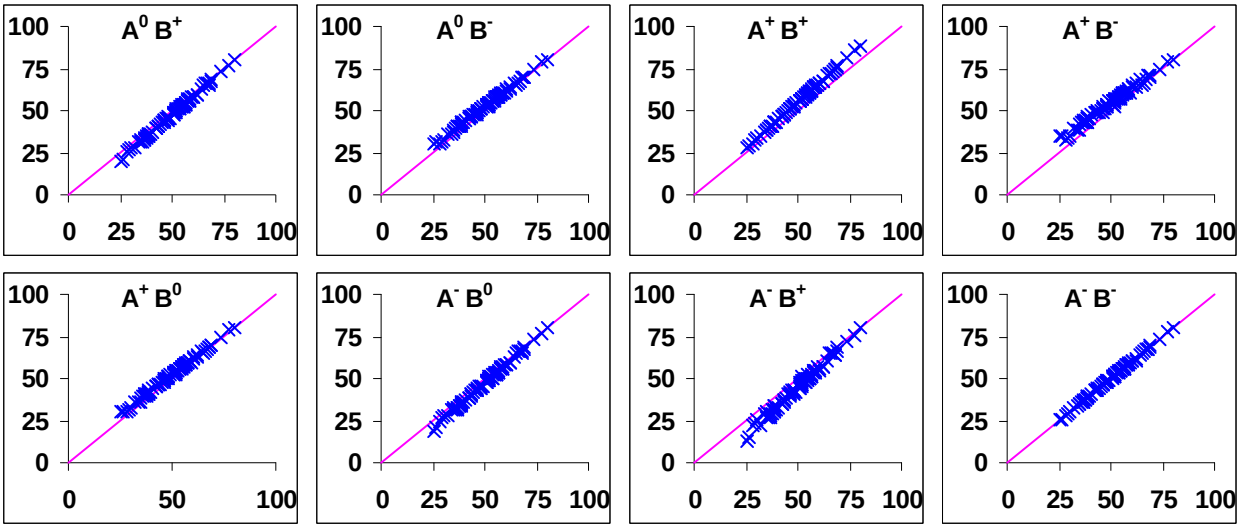


Figure 160 : Différentes combinaison du pourcentage de la contribution du réseau en fonction de celui calculé sans erreur systématiques

2.3.6.4 Conclusion

Toutes les études de sensibilité précédentes montrent que le pourcentage de la contribution du réseau n'est pas très affecté par les hypothèses qui ont été supposées pour faire le calcul de cette contribution. Elles montrent aussi que cette contribution reste la contribution majeure en MES que ce soit à l'échelle de l'événement pluvieux ou à l'échelle de tous les événements.

2.3.7 Interprétation en termes de localisation du stock sur le site de Clichy

Le bilan du site de Clichy montre que la contribution attribuable aux stocks du réseau est une source principale de pollution particulaire. Les masses importantes de MES issues des échanges avec le réseau d'assainissement unitaire sont principalement imputables à l'érosion des stocks présents dans le réseau en début de l'événement pluvieux. Selon (Ahyerre *et al.*, 2001), cette masse est due à une couche organique immobile située à l'interface eau-sédiment et qui a une épaisseur varie entre 1,5 cm à 7 cm selon les périodes d'observation. Les suivis à

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

l'endoscope d'un tronçon de collecteur sur le site du Marais par (Oms *et al.*, 2005; GROMMAIRE *et al.*, 2006) a permis d'observer une couche organique d'épaisseur variable de 2 cm à 15 cm. Ainsi, (Oms, 2003) a défini des critères nécessaires pour trouver des linéaires présentant des risques de présence de la couche organique. Il s'agit de la pente et de la vitesse d'écoulement. Ces deux derniers doivent être respectivement inférieures à 0.05% et 0.14 m/s. Selon ces critères, (GROMMAIRE *et al.*, 2006) ont identifié les linéaires de collecteurs de Clichy qui présente un risque de présence de couche organique. La longueur identifiée représente 1343 m de la longueur totale des collecteurs de Clichy (14%). Quelques collecteurs identifiés ont été visités par (Gromaire *et al.*, 2006). Ces visites ont conclu à l'absence de couche organique selon les critères définis par (Oms, 2003). La question qui pourrait être posée : si cette couche existe, quelle est son épaisseur ? est-elle répartie le long du collecteur ?

Dans la suite, nous évaluons l'épaisseur de la couche susceptible d'engendrer la masse événementielle M_{Stoc} imputable au stock de dépôts. Ainsi, l'épaisseur *e* érodée de la couche pour un événement pluvieux sera calculée par l'équation suivante (*Figure 161*) :

$$e = \frac{M_{Stoc}}{\rho_{Stoc} \times S} = \frac{M_{Stoc}}{\rho_{Stoc} \times L \times B}$$

Avec : ρ_{Stoc} la masse volumique des particules solides qui constituent cette couche. *B* et *L* la largeur et la longueur de la couche.

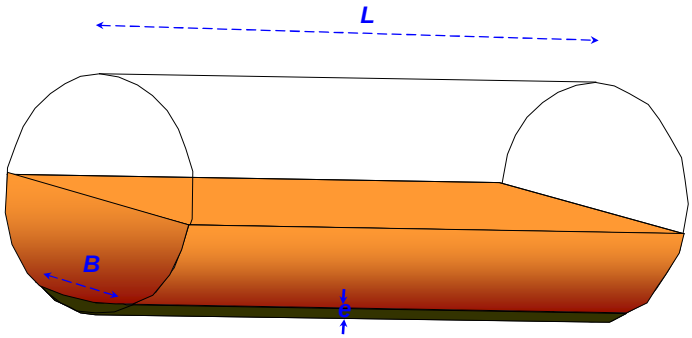


Figure 161 : Epaisseur de la couche érodée

Nous avons choisi deux valeurs de la masse volumique ρ_{Stoc} : ρ_1*=1434 Kg/m*^{3} pour la couche organique (Ahyerre, 1999) ; ρ_2 *=1170 Kg/m*^{3} pour le type de dépôts C (Crabtree, 1989). Pour

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

la largeur *B*, nous avons pris celle de la cunette de conduite au point de mesure de Clichy (*3,04 m*). Nous avons pris deux valeurs de *L* : la longueur du collecteur principale de Clichy : L_1*=5000 m* et la valeur identifiée par (Gromaire *et al.*, 2006), L_2*=1343 m*.

La *Figure 162* illustre l'épaisseur de la couche érodée pour les événements pluvieux en fonction de ρ et *L*. Le long du collecteur de Clichy (L_1), la couche érodée atteint une épaisseur maximale de *4 mm*, tandis que sur la longueur L_2, identifiée par (GROMMAIRE *et al.*, 2006), peut atteindre une épaisseur de *1,6 cm* mais en moyenne elle est *3 mm* contre *1 mm* le long du collecteur. Pour obtenir une couche de d'épaisseur *5 cm*, il faut répartir la masse érodée sur une longueur maximale de *500 m* qui représente 10% de la longueur de collecteur principale de Clichy. La longueur moyenne est de l'ordre de *100 m*.

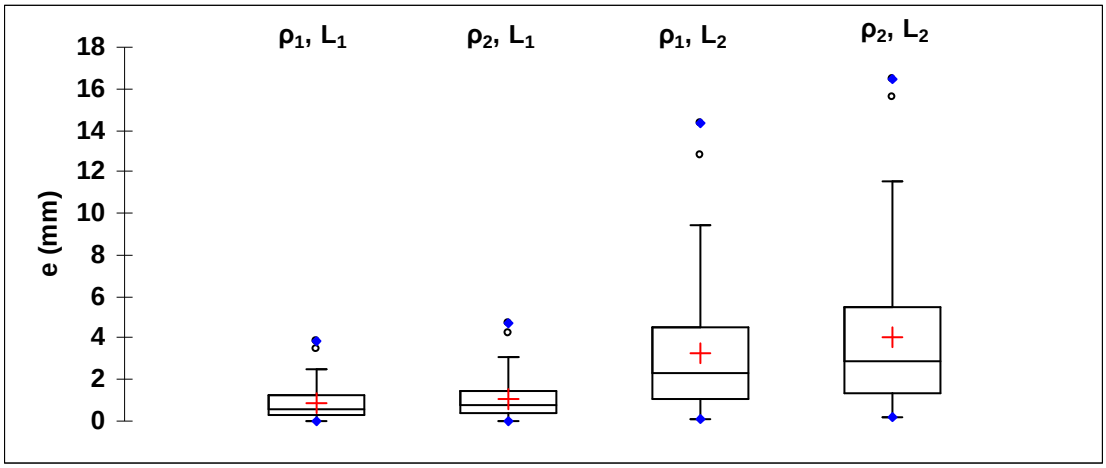


Figure 162 : Epaisseur de la couche érodée pour les événements pluvieux en fonction de ρ et L (M_{Stoc} estimée par approche *A2* modifiée pour Clichy)

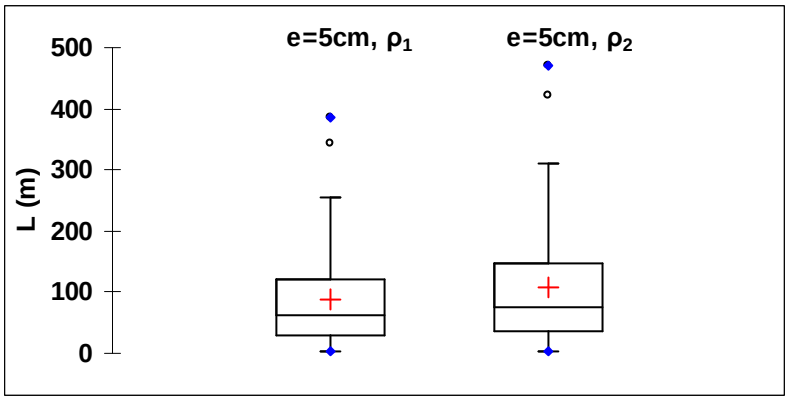


Figure 163 : Longueur de la couche érodée pour les événements pluvieux en fonction de ρ et e=5cm

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Ce calcul simple montre que la couche érodée ne représente que quelques mm en épaisseur le long du collecteur ou quelques centaines de mètres en longueur pour une épaisseur équivalente aux couches organiques identifiées par d'autres études.

3 LIEN ENTRE LES CONTRIBUTIONS DU RÉSEAU ET DES PARAMETRES DESCRIPTIFS DES EVENEMENTS PLUVIEUX

3.1 Paramètres descriptifs utilisés

Dans un premier temps, les paramètres descriptifs des événements pluvieux utilisés pour expliquer la contribution du réseau sont ceux utilisées pour expliquer la concentration et la masse moyennes événementielles dans le *chapitre 7*. Nous rappelons ces variables ici :

- Les variables de la pluie
  - I_{moy} et I_{max5} : les intensités moyenne et maximale sur 5 min de la pluie en *mm/h*;
  - D_p : durée de la pluie en heures (*h*);
  - H_p : hauteur de la pluie en *mm* ;
  - *DTS* : durée antérieure de temps sec en jours (*j*) ;
  - La variable $DTS \times H_P$ (*mm*j*) (Dembele *et al.*, 2011) (*cf. chapitre 7*) ;
- Les variables de l'écoulement :
  - Q_{max} et Q_{moy} : débit maximum (pas de temps de 5 min) et moyen de l'événement pluvieux en m^3/s ;
  - V_{exut} : volume de l'événement pluvieux en m^3 ;
  - De plus, nous définissons des nouvelles variables liées aux eaux usées qui n'ont pas été étudiées dans le *chapitre 7* :
  - V_{EU} : volume d'eaux usées en m^3 passé durant l'événement

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

- V_r : volume d'eaux de ruissellement en m^3 ;
- $Qm_{EU} = \frac{V_{EU}}{D_p}$: débit moyen d'eaux usées durant l'événement en m^3/s ;
- Proportion d'eaux usées $\frac{V_{EU}}{V_{exut}}$.

Toutes ces variables et/ou leur combinaison (produit de deux variables, division, transformation logarithmique ou inverse) sont appelées « *variables classiques* ».

Tout d'abord, il faut noter que les caractéristiques générales des événements pluvieux ont été déterminées à partir du pluviomètre de Jules qui est à coté de point de mesure de Clichy. Il pourrait que les valeurs de ces caractéristiques sont attachées de grandes incertitudes. Donc cette analyse sera une première analyse à affiner si nous aurons des données détaillées des événements pluvieux. Il n'empêche que les volumes ou les durées antérieures de temps sec observés à l'exutoire sont des bonnes indications de quelques caractéristiques des événements pluvieux, comme par exemple, le débit maximal Q_{max} pourrait remplacer l'intensité maximale car nous nous intéressons à des phénomènes se produisant à l'intérieur du réseau et non pas sur la surface du bassin versant. En effet, la variable d'intensité de la pluie dépend de la répartition spatiale de la pluie et il représente moins bien les phénomènes de dépôt et de remise en suspension pouvant se produire dans les collecteurs par rapport au paramètre de débit maximal.

3.2 Analyse monovariée

3.2.1 Corrélations avec les variables classiques

La *Figure 164* illustre la masse M_{Stock} (approche *A2* modifiée pour Clichy) en fonction des différentes variables classiques. Les meilleurs coefficients de corrélation observés sont $R^2=0.54$ avec le volume ruisselé V_r ou $R^2=0.52$ avec le volume total V_{exut}. Pour toutes les autres variables, les corrélations sont globalement faibles : entre *0.2* et *0.41* pour les variables H_p, $\frac{V_{EU}}{V_{exut}}$, Q_{moy}, Q_{max} et des coefficients inférieurs à *0.2* pour les autres variables. D'autres corrélations entre M_{stock} et des nouvelles variables construites par une transformation inverse

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ou une transformation logarithmique des variables classiques ($\frac{1}{X}$ ou $Ln(X)$) ont donné des corrélations inférieures aux corrélations obtenues avec les variables linéaires.

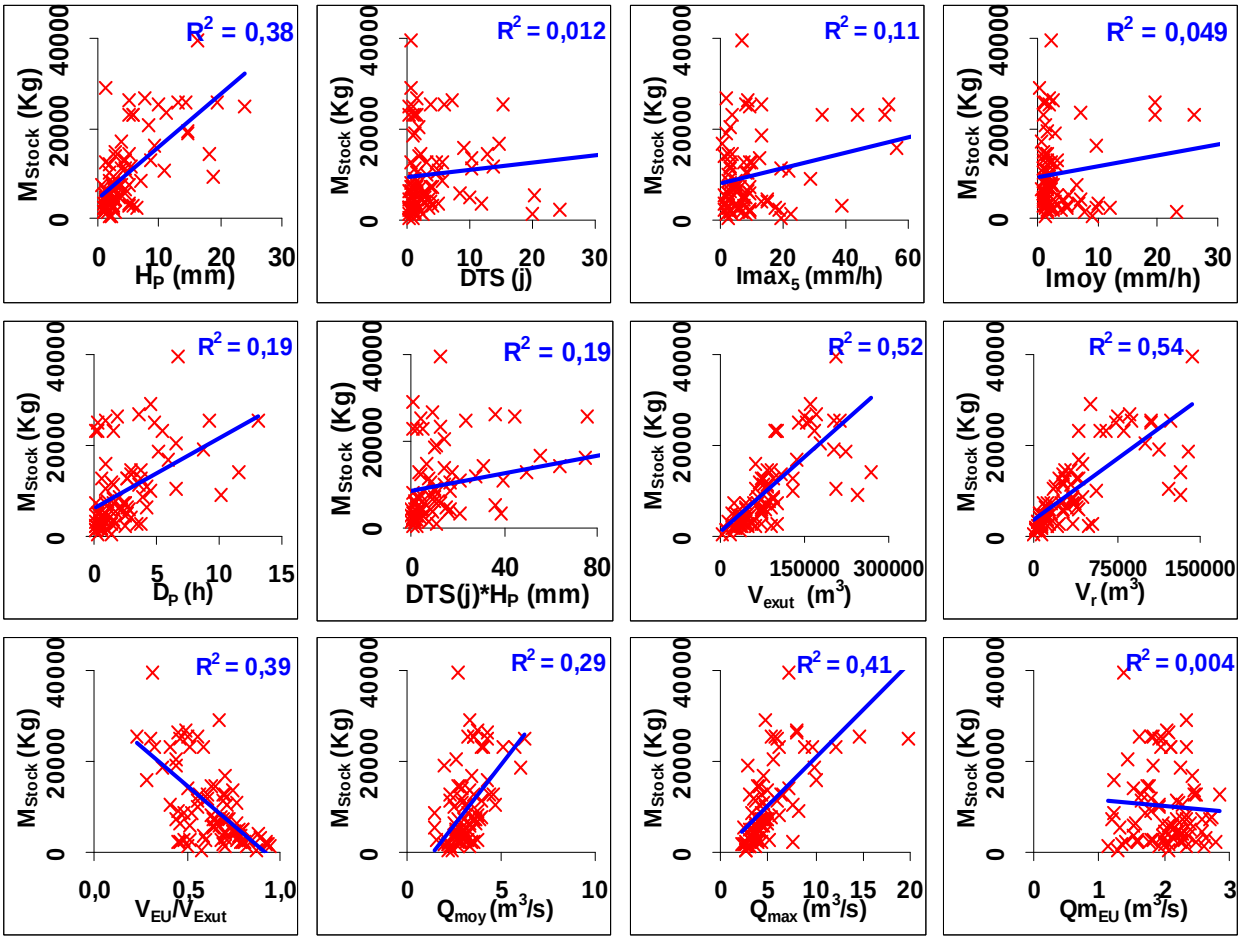


Figure 164 : Corrélation entre la masse de stock érodée et les variables classiques

3.2.2 Effet de la définition de la durée antérieure de temps

Le coefficient R^2 entre M_{Stock} et la durée antérieure de temps sec *DTS* est presque nul, ce qui montre que cette variable ne semble pas une variable déterminante dans la mobilisation du stock. Cela pourrait signifier que le stock disponible n'est pas un facteur limitant, mais amène également à s'interroger sur la définition de la durée de temps sec. Aussi nous avons imaginé et testé plusieurs autres définitions de cette durée.

DTS_{HX} : Durée antérieure à l'événement pluvieux depuis le dernier événement dont la hauteur précipitée est supérieure à *X mm*. Les valeurs de X choisies sont : 2mm ; 5mm ; 10mm et 15mm ;

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

DTS_{VX} : Durée antérieure à l'événement pluvieux depuis les derniers événements dont les volumes totaux transportés sont supérieurs à *X %* du volume de cet événement. Les valeurs de X choisies sont : 10%, 50%, 100% ,150% et 200% ;

DTS_{MX} : Durée antérieure à l'événement pluvieux depuis les derniers événements dont les masses érodées sont supérieurs à *X %* de la masse érodée de cet événement. Les valeurs de X choisies sont : 10%, 50%, 100% ,150% et 200% ;

De plus, nous avons aussi testé une autre démarche (Gromaire et al. 2001) en fixant une durée précédant chaque événement pluvieux (une semaine) et en caractérisant le contexte pluviométrique observé sur cette durée :

H_7 : hauteur de pluie précipitée durant les 7 jours précédents en *mm* ;

I_{max7} : Intensité maximale des pluies durant les 7 jours précédents en *mm/h*;

ΔI_{maxpr} : l'écart entre Imax de la pluie et celle de la pluie précédente I_{maxpr} en *mm/h*;

ΔI_{max7} : l'écart entre I_{max} de la pluie et celle de la pluie précédente I_{max7} en *mm/h*;

Ces nouvelles variables n'ont pas amélioré la corrélation avec la masse M_{Stock} et notamment avec les variables DTS redéfinies sauf pour les DTS_{M50} et DTS_{M100} où nous avons obtenues des corrélations significatives (*Figure 165*) mais elles restent plus que devant les corrélations obtenues avec le volume total et le volume ruisselé.

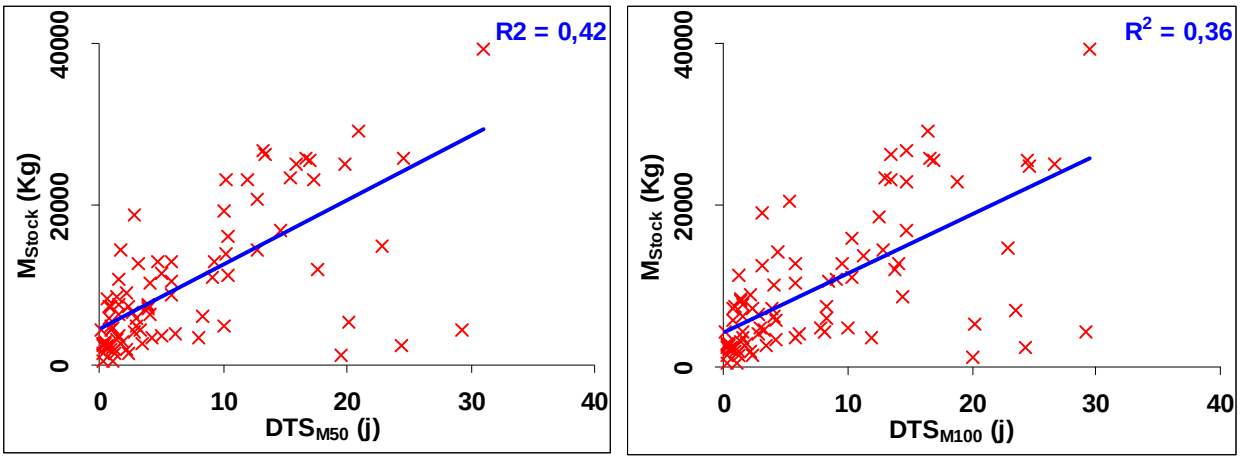


Figure 165 : Corrélations entre la masse de stock mobilisé et les nouvelles durées de temps sec DTS_{M50} et DTS_{M100}

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.2.3 Application à la reconstitution d'un bilan à l'échelle d'une année

Dans ce paragraphe, nous évaluons la contribution de trois sources de MES par temps de pluie à l'échelle annuelle en utilisant la base de données de l'année 2006. Pour 9 événements pluvieux (en juin et septembre) et quelques jours de temps sec, nous ne disposons pas de mesure de la turbidité à cause de panne des turbidimètres durant cette période mais nous disposons de mesure de débit. Les caractéristiques pluviométriques des ces événements sont dans la gamme des caractéristiques des 88 événements étudiés à Clichy. Pour reconstituer les masses mobilisées pendant ces événements, nous établissons une équation de régression entre la masse M_{Stock} et le volume ruisselé V_r (*Figure 166*). Avec cette régression (en tenant compte de l'erreur résiduelle impliquée par la régression) et le modèle des eaux usées, nous simulons la masse de chacune des trois sources en utilisant « l'approche *A2* modifiée pour Clichy » pour évaluer la concentration en MES. Le calcul est répété 1000 fois à l'échelle de l'année pour les jours et les événements où nous ne disposons pas de mesure de la turbidité. Nous obtenons ainsi une distribution annuelle de la contribution de chaque source en volume et en masse de MES.

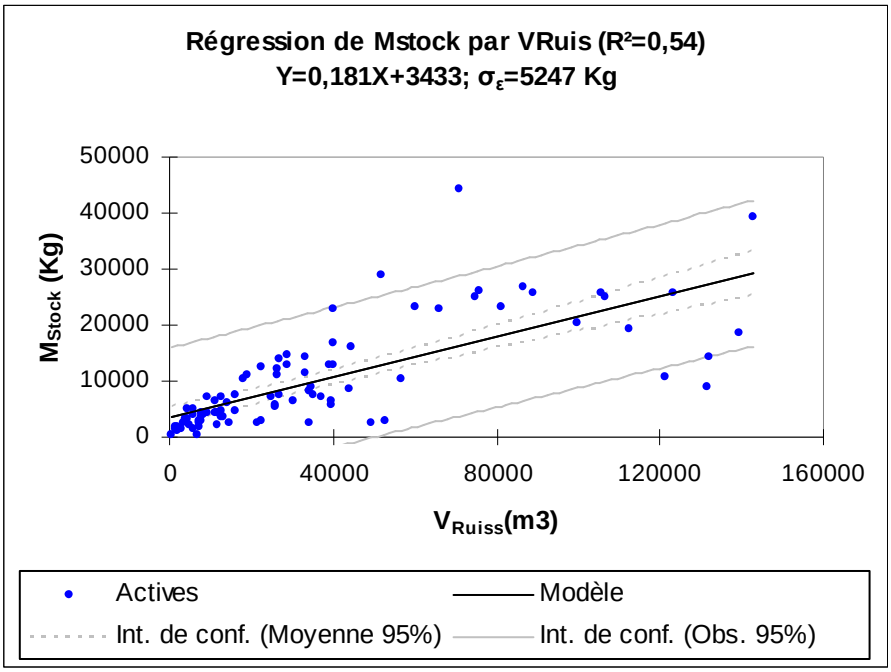


Figure 166 : Régression entre V_{Ruiss} et M_{Stock}

La *Figure 167* illustre les pourcentages de contribution de chaque source à l'échelle de l'année 2006 à Clichy en volume et masse de MES par temps de pluie et par temps sec+temps

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

de pluie (toute l'année). Les eaux de ruissellement ne représentent que 7% du volume annuelle des eaux urbaines transportées à l'exutoire de Clichy (*Figure 167, (a)*), ce qui est équivalent à 51 % du volume des eaux de ruissellement de temps de pluie (*Figure 167, (b)*). Pour le flux de MES, les eaux de ruissellement ne génèrent qu'une part mineur (2%) des masses de MES à l'exutoire de Clichy par temps sec et temps de pluie (*Figure 167, (c)*) et elle représente 10 % des masses de MES de temps de pluie (*Figure 167, (d)*). Les eaux usées de temps de pluie contribuent à 8% à la masse annuelle de MES transportées à l'exutoire de Clichy, tandis que celle de temps sec constituent la source majeur à l'échelle annuelle (77%) (*Figure 167, (c)*). Par ailleurs, l'érosion du stock des dépôts est la source majeure de temps de pluie (48%) et représente 11% de la masse annuelle de MES de temps sec et de temps de pluie.

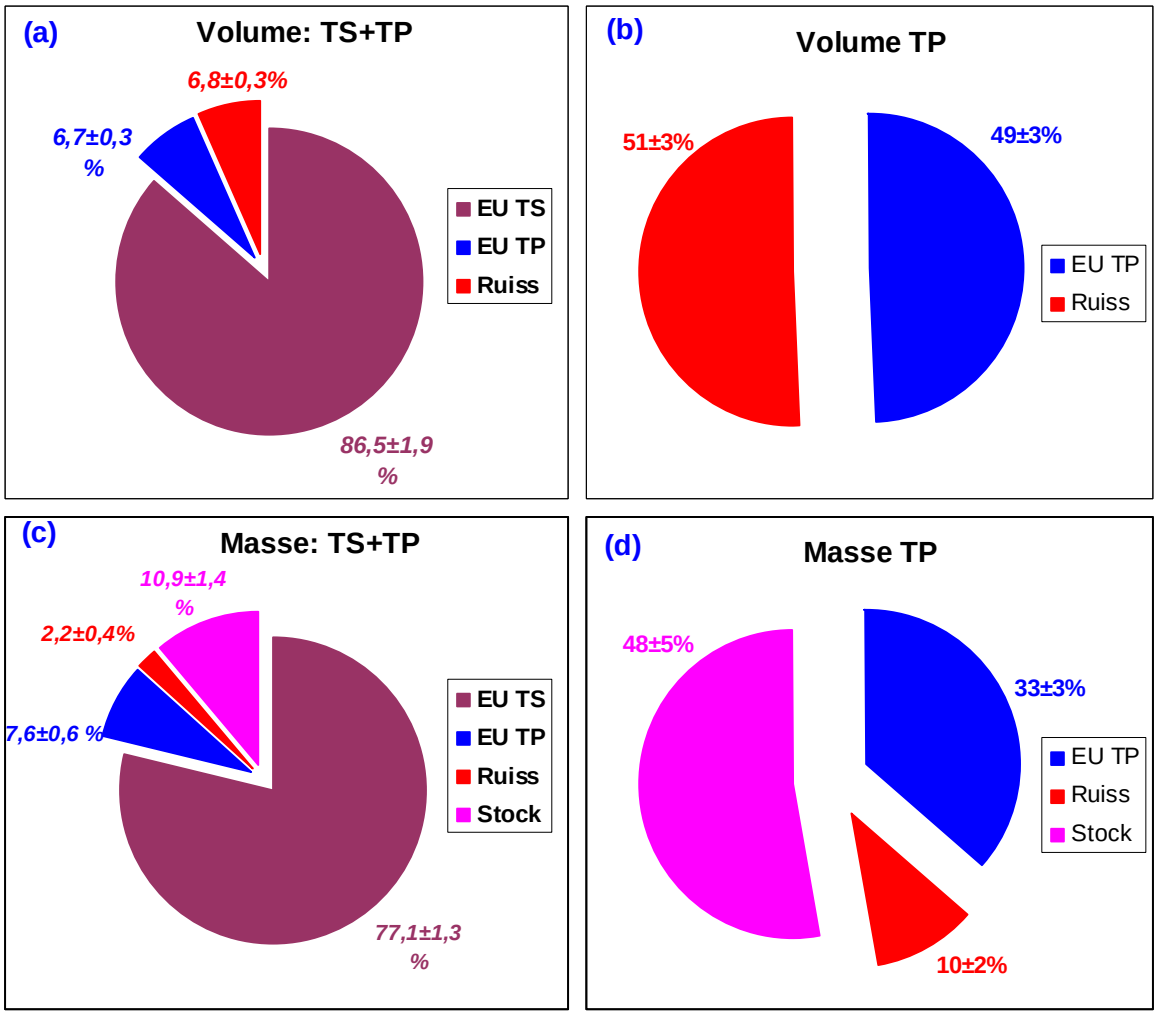


Figure 167 : Pourcentages ±½IC95 de contribution de chaque source à l'échelle de l'année 2006 à Clichy en volume et masse de MES par temps de pluie et par temps sec (TS) +temps de pluie (TP)

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.3 Analyse en composantes principales (ACP)

Comme le nombre des variables choisies est élevé, nous illustrons les résultats des corrélations en utilisant une analyse en composantes principales (ACP) (détaillée en Annexe J). De plus, nous groupons les événements pluvieux en 4 groupes suivant l'importance de la masse érodée de l'événement pluvieux : les groupes ont été choisis en fonction des quartiles de la masse érodée M_{Stock} (*Figure 168*).

L'objectif de cette analyse ACP est de tenter de lier l'appartenance à l'un de 4 groupes de M_{Stock} en fonction des variables définies ci-dessus et d'élaborer un modèle pour évaluer la masse des stocks des événements pluvieux où nous n'avons pas de mesures afin d'évaluer la contribution de chaque source de MES en réseau d'assainissement à l'échelle annuelle.

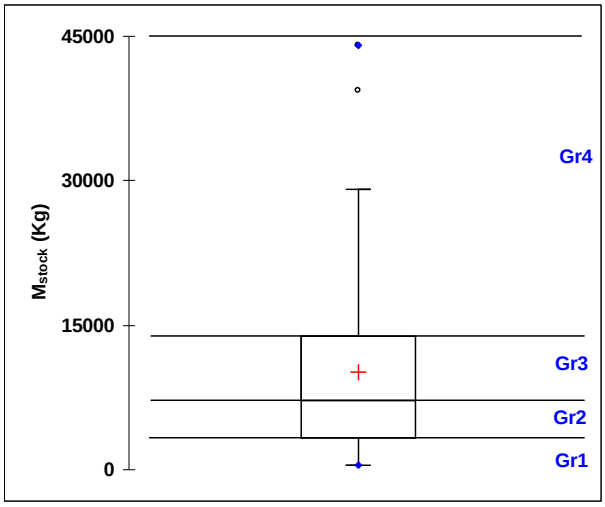


Figure 168 : Choix de 4 groupes

La masse M_{Stock} n'a pas été utilisée dans l'ACP car elle a été utilisée pour créer les quatre groupes. Les résultats obtenus pour l'ACP sont illustrés *Figure 171*.

La *Figure 171* montre que les deux premières composantes principales expliquent 60% de la variance totale de l'échantillon (39 % et 21 % respectivement pour les 1er et 2ème axes).

Sur le cercle des corrélations (*Figure 171*), les durées antérieures de temps sec définies sont associées à l'axe *F1* et elles sont très corrélées entre elles. Les variables qui contrôlent le volume de la pluie (H_p, *Imoy*, *Qmoy*, *Qmax*,…), sont associées à l'axe *F2* et elles sont aussi corrélées entre elles. Elles sont décorrélées avec les *DTS*.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La projection des données dans le plan 1-2 et 1-3 montre une assez faible structuration des données pour les variables explicatives choisies (*Figure 171*). Les points du groupe 4 correspondent plutôt aux valeurs positives sur les axes 1 et axe 2 correspondant aux fortes valeurs des variables de volume (H_p, *Imoy*, *Qmoy*, *Qmax*,…) et de durée de temps sec.

Les groupes 1 et 2 correspondent à des valeurs moyennes, ou faibles associées à des durées de temps sec élevées. Le groupe 3 est quant à lui proche de l'origine, correspondant à des valeurs moyennes de volume et de durée de temps sec.

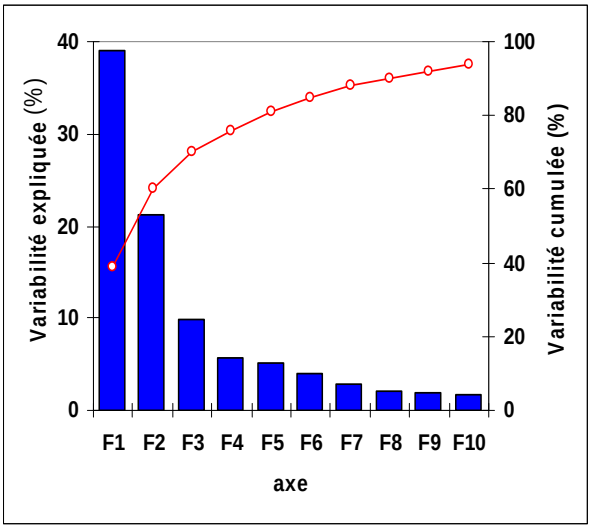


Figure 169 : Pourcentages de la variabilité expliquée et de la variabilité cumulée pour les 10 premières composantes principales

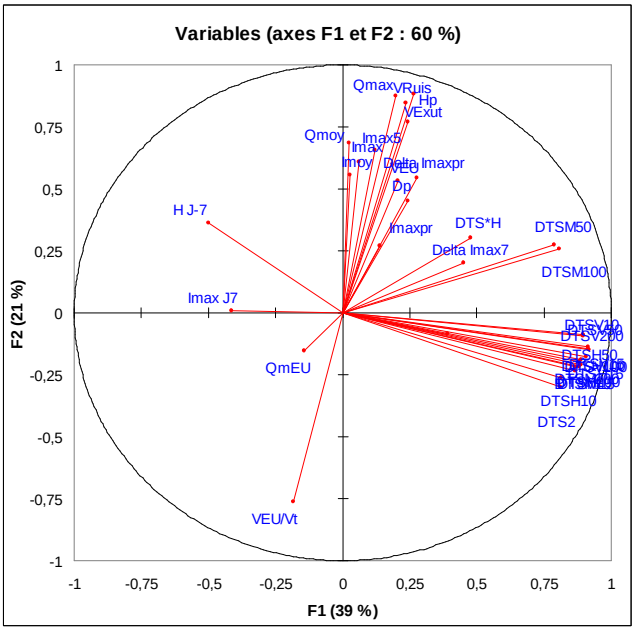


Figure 170 : Cercle des corrélations pour l'ACP relative à la distribution des données

L'analyse du cercle des corrélations confirme les résultats de l'analyse des coefficients de corrélation linéaire entre la masse M_{Stock} et les variables définies (*Figure 171, fléche* M_{Stock}). Elle montre que la meilleure corrélation est celle avec la variable volume. Mais cette corrélation reste faible, elle est *0,75* (R^2*=0,54*).

4 CONCLUSION

Ce chapitre a permis d'évaluer la contribution de chaque source à la masse de MES transportée par temps de pluie à l'exutoire de deux bassins versants de caractéristiques

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

différentes : Clichy à Paris et Ecully à Lyon en utilisant un bilan de masses entrant et sortant du réseau d'assainissement au cours de chaque pluie.

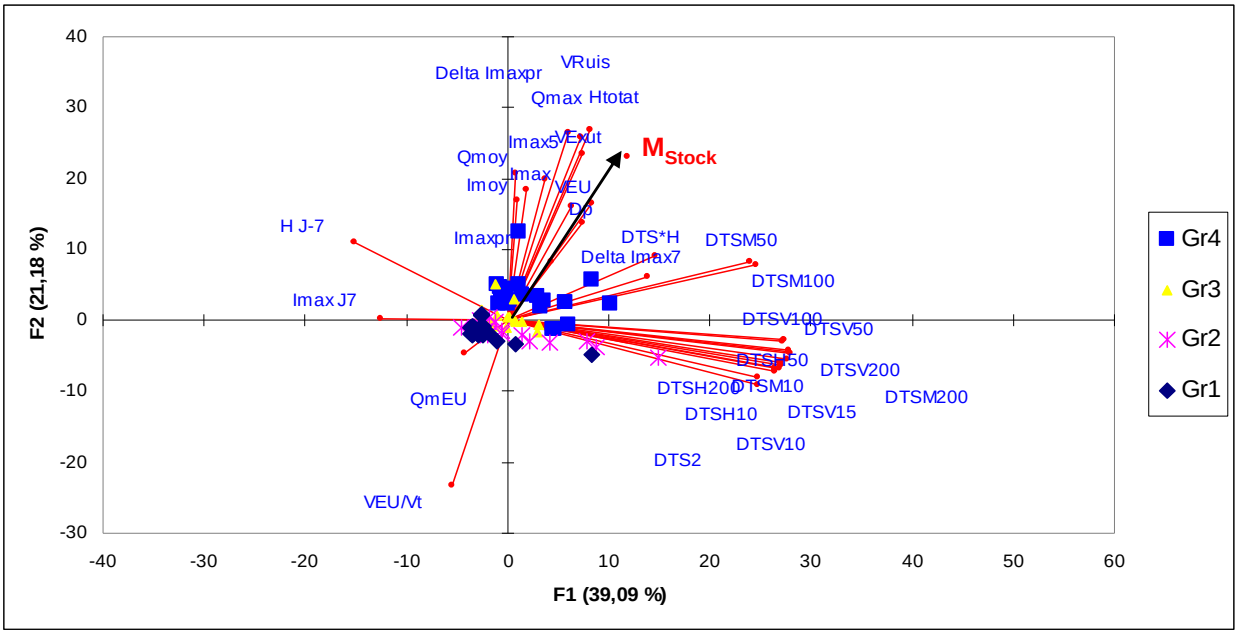


Figure 171 : Projection des données dans les plans principaux 1-2 pour l'ACP relative à la distribution des masses dans les 4 groupes

Ce bilan démontre que :

- la contribution des dépôts dans le réseau se situe entre 20 et 80% de la masse de MES observés à l'exutoire en temps de pluie. La robustesse de cette estimation a été établie par une étude de sensibilité aux hypothèses affectant le bilan. Ces résultats confirment et affinent les évaluations obtenues précédemment sur le réseau d'assainissement parisien ;

- l'importance de cette contribution du réseau n'est pas spécifique au réseau parisien de faible pente et surdimensionné pour les écoulements de temps sec, mais elle reste importante dans un réseau d'assainissement comme celui d'Ecully qui a une pente forte et ne présente pas de zones connues d'accumulation de dépôts ; Ceci confirme que les problèmes d'ensablement localisé et de pollution de temps de pluie ne sont pas nécessairement liés.

- A l'échelle d'un événement pluvieux le dépôt mobilisé ne représente qu'une faible épaisseur si on rapporte le volume concerné à une surface de collecteur immergée par

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

temps sec : de l'ordre de quelques *mm* le long de l'ensemble du collecteur du Clichy. Par ailleurs à l'échelle de l'année la masse déposée par temps sec et reprise par temps de pluie représente environ 12% la masse totale d'eaux usées de temps sec

- le dépôt reste la source majeure de MES à l'échelle annuelle par temps de pluie (48%) et les eaux usées de temps sec la source majeure par temps sec et temps de pluie (77%).

- les caractéristiques générales de la pluie ne suffisent pas à expliquer toute la variabilité de la masse érodée durant un événement pluvieux. Les variables qui contrôlent le volume de l'événement pluvieux comme la hauteur ou l'intensité maximale, la durée de la pluie donnent les meilleurs coefficients de corrélation avec cette masse mais ils restent faibles (ρ^2 compris entre 0.2 et 0.5). Les variables caractéristiques des antécédents de chaque événement pluvieux n'expliquent pas la masse mobilisée.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

PARTIE VI

ANALYSE DE LA DYNAMIQUE DE FLUX ET DU TRANSFERT DES MES À L'ÉCHELLE INTRA-ÉVÉNEMENTIELLE

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

CHAPITRE 11.

ANALYSE DES FLUX DE MES EN FONCTION DU DEBIT A L'INTÉRIEUR DE L'ÉVÉNEMENT PLUVIAL

1 INTRODUCTION

A la différence des chapitres précédents consacrés pour l'essentiel aux phénomènes de production à l'échelle événementielle, ce chapitre est consacré à l'analyse de la production et du transfert à l'échelle intra-événementielle à partir des pollutogrammes en MES à l'exutoire des bassins versants des Quais et Clichy.

Dans ce chapitre, la turbidité (en *FAU*) sera directement assimilée à une concentration en MES. En effet, nous avons montré dans la troisième partie que la turbidité est un bon indicateur de la concentration en MES à l'échelle intra-événementielle (faible variabilité du rapport *MES/turbidité*).

Dans un premier temps nous nous intéresserons aux processus de production en jeu. Pour ce faire nous raisonnerons en termes de flux et nous analyserons les courbes flux-débit de quelques événements caractéristiques observés sur le site de Clichy pour mieux analyser la constitution et la mobilisation des stocks.

Dans un deuxième temps nous mettrons l'accent sur les processus de transfert en établissant une typologie des événements basée sur la position relative des pics de débit et de turbidité. Nous comparerons le comportement des sites des Quais et de Clichy, et nous chercherons si les différents types de comportement peuvent être reliés à des caractéristiques des événements pluvieux.

2 CONSTITUTION ET MOBILISATION DES STOCKS

Dans cette section nous analyserons les courbes flux-débit vis-à-vis des processus de production des MES.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Nous avons choisi de travailler sur les flux plutôt que sur les concentrations car c'est un paramètre conservatif dont les séries chronologiques observées à l'exutoire d'un bassin versant sont directement liées aux processus d'accumulation et de mobilisation des dépôts.

Pour évaluer au mieux les flux liés à ces processus il semble naturel de retrancher les flux d'eaux usées qui constituent une contribution importante (*cf chapitre 10*) mais conserver le débit total qui détermine les conditions hydrodynamiques de sédimentation et de mobilisation. Ce calcul des flux pluviaux est rendu possible pour le site de Clichy grâce à l'utilisation du modèle proposé dans le chapitre 8 pour le calcul d'un pollutogramme de flux MES au cours d'une journée de temps sec. Mais les incertitudes attachées à ce modèle nous ont conduits à tester également une analyse en termes de flux global pour vérifier la robustesse des conclusions obtenues.

Dans un premier temps nous présenterons une analyse exhaustive des courbes flux-débit des événements observés à Clichy pour essayer de dégager des dynamiques caractéristiques en termes de flux transportés en phase de crue et de décrue.

Puis nous étudierons quelques événements correspondant à des successions de pics de débit séparées ou non par une période de temps sec, afin de vérifier le rôle des débits dans l'épuisement et la reconstitution des stocks.

2.1 Dynamique des flux pendant les phases de crue et de décrue

Les *Figure 172, (a), (b)* et *(c) montrent les différentes* les formes de courbes $\phi_{total}(Q)$ (*Figure 172, a_1, b_1* et *c_1*) et $\phi_{pluvial}(Q)$ (*Figure 172, a_2, b_2* et *c_2*) observées sur le site de Clichy

D'une manière générale, la forme de la courbe $\phi(Q)$ est la même pour les flux totaux et les flux pluviaux. On pourra donc baser l'interprétation sur l'analyse des courbes de flux et de débit totaux.

A débit égal, les flux sont différents en crue qu'en décrue. Ceci peut être relié à la disponibilité des stocks ou aux caractéristiques hydrauliques explicatives des processus d'érosion des stocks de particules.

L'analyse des boucles permet de distinguer trois types de comportements :

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

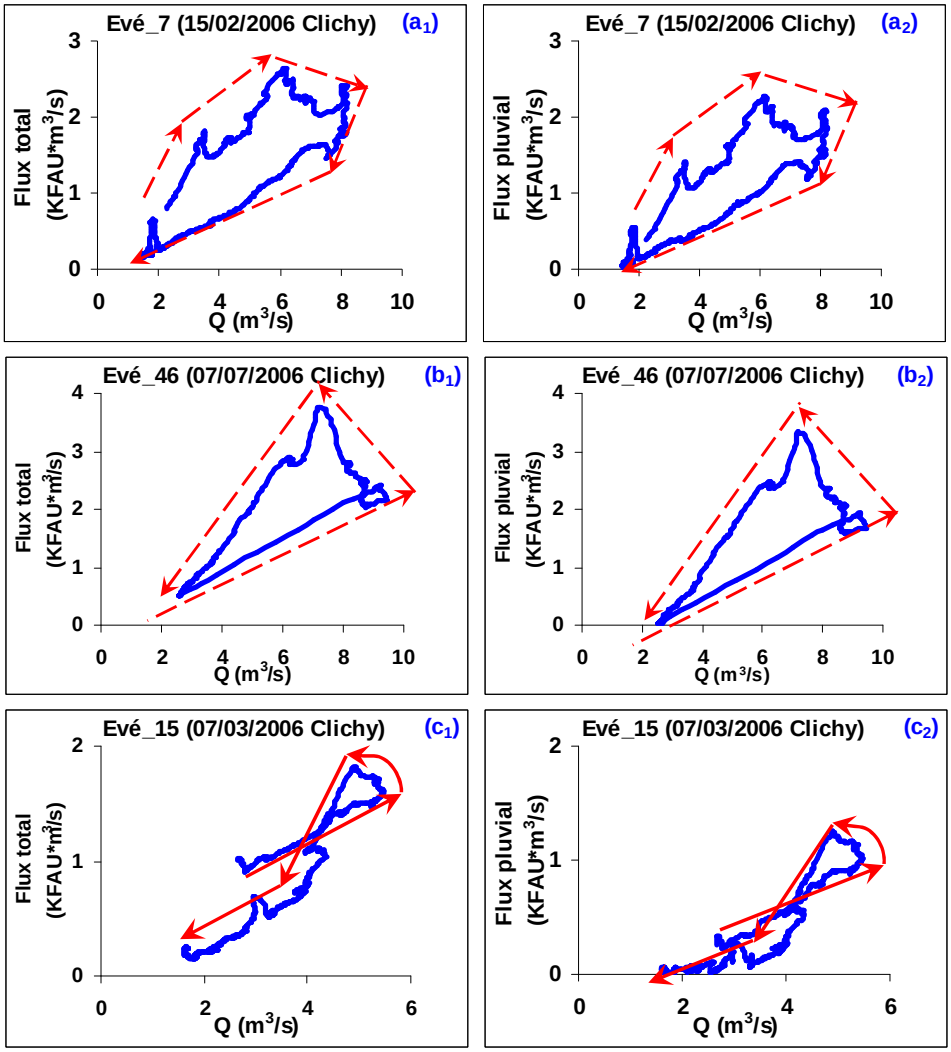


Figure 172 : Exemple de trois réponses de flux par rapport au débit

- Présence d'une boucle dans le sens horaire. (*Figure 172*, a) 34 % des événements étudiés présentent ce type de comportement. Pour un débit donné, les flux sont systématiquement plus élevés en crue qu'en décrue. Ceci traduit soit un épuisement du stock lors de la phase de crue, soit une plus grande énergie de l'écoulement, et donc une plus grande capacité de transport, en crue qu'en décrue.

- Présence d'une boucle dans le sens anti-horaire (*Figure 172*, b) : Ce groupe représente seulement 9 % du nombre total d'événements pluvieux. Pour un débit donné les flux sont systématiquement plus élevés en décrue qu'en crue. Ce phénomène de « last flush » est difficile à interpréter en termes de production et pourrait être due à des phénomènes de transfert. Ces phénomènes, qui interviennent également pour les autres configurations, seront étudiés dans le chapitre 12.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

- Présence d'une boucle de forme complexe (*Figure 172, c*) : Ce type de comportement est prédominant (57 % d'événements). Il est à relier à la forme complexe de le hyétogramme et de l'hydrogramme des événements pluvieux concernés.

La diversité des réponses en termes de courbe flux-débit et la prédominance des formes complexes suggèrent de chercher à identifier des configurations d'événements assez simples pour pouvoir avancer des hypothèses relatives à l'épuisement et à la reconstitution des stocks.

2.2 Analyse de configurations particulières d'événements

Nous nous sommes intéressés plus particulièrement aux pollutogrammes établis pour des événements pluvieux avec plusieurs pics de débit successifs ou des événements pluvieux séparés par des durées de temps sec de plusieurs heures. Ces données sont constituées de

- 2 événements pluvieux présentant 2 à 3 pics de débits successifs (*Figure 173, (a)* et *(b)*) le 20/05/2006 et le 13/08/2006.

- 2 séries de pluies successives (*Figure 175, Figure 176* et *Tableau 42*) :3 pluies entre 15 et 18 février 2006 séparées par des durées de temps sec de 1 à 4 h et 2 pluies successives le 23 et 24 avril 2006 séparées par des durées de temps sec de 1 à 21 heures.

- 2 événements pluvieux comparables précédés par des durées de temps sec très différentes : pluies des 03/03/2006 et 03/04/2006 précédées respectivement par des durées de temps sec de 10 heures et 210 heures.

La première configuration doit permettre d'aborder les phénomènes d'épuisement des stocks au cours d'un événement pluvieux. La deuxième ajoute la possibilité d'observer la reconstitution rapide de stocks lors d'une période de retour au temps sec. La troisième permet d'aborder la loi d'accumulation du stock en fonction du temps.

2.2.1 Evénements pluvieux avec des pics de débit successifs :

Pour le premier événement (*Figure 173, (a)* et *(b)*), à débit équivalent, les flux sont systématiquement plus faibles pour le deuxième et troisième pic, ce qui peut traduire un épuisement par les pics successifs des particules les plus facilement mobilisables. Un même

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

débit peut alors mobiliser de moins en moins de flux selon sa position par rapport au début de l'évenement, mais une augmentation du débit s'accompagne toujours d'une augmentation du flux.

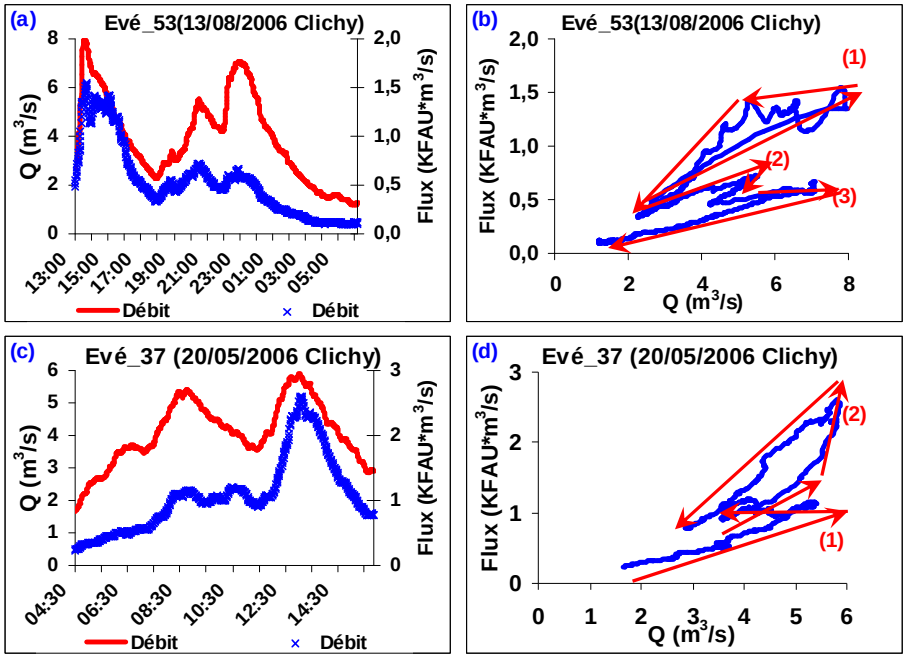


Figure 173 : Exemple de deux événements à pic successifs

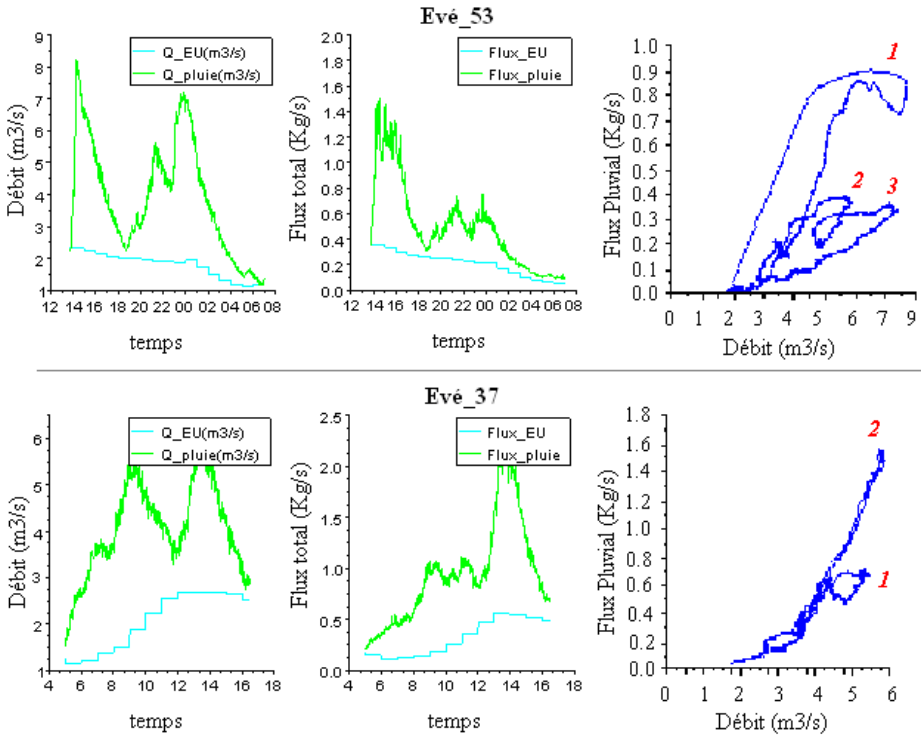


Figure 174 : Histogramme et pollutogramme en flux de MES mesurés à l'exutoire pour les événements 37 et 53 ainsi que le profil d'eaux usées de temps sec (modèle d'eaux usées, *cf. chapitre 8*) et les courbes flux pluvial (sans les eaux usées)-Débit total

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Pour le deuxième événement, nous observons un comportement opposé à ce qui vient d'être décrit : le deuxième pic mobilise davantage de flux que le premier.

Ces observations restent valables si on déduit les flux d'eaux usées (*Figure 174*).

2.2.2 Evénements successifs, séparés par des durées de temps sec de plusieurs heures

Les résultats de la première série d'événements (*Figure 175)* montrent une diminution nette des flux à débit égal, entre les phases de crue du premier événement et des suivants. De plus on observe une hystérésis horaire pour le premier événement. Ces observations pourraient correspondre aux phénomènes d'épuisement du stock de particules facilement mobilisables évoqués dans le paragraphe *§ 2.1*. Par ailleurs on voit que ce stock n'est pas reconstitué dans la période de temps sec séparant les deux événements.

Les résultats sont très différents pour la deuxième série d'événements où on n'observe pas de diminution des flux pour le deuxième événement. (*Figure 176*). Dans ce cas, il n'y aurait pas d'épuisement du stock, ce qui signifierait que ce stock est grand, ou qu'il se reconstitue rapidement. On observe néanmoins des boucles horaires, qui seraient donc dues à une différence d'énergie à débit égal entre phases de crue et de décrue.

Ces résultats, très différents d'une série d'événements à une autre, soulignent que le débit seul ne suffit pas à expliquer les phénomènes de production et de transport des particules par temps de pluie. La modélisation détaillée d'une série temporelle de données semble être indispensable pour reproduire les conditions initiales, identifier les variables explicatives des phénomènes étudiés et reproduire les formes complexes des pollutogrammes mesurés.

Tableau 42 : Caractéristiques de deux groupes de pluies successives séparées par quelques heures

Evénement	H (mm)	D (h)	I_{moy} (mm/h)	I_{max5} (mm/h)	DTS (j)	Q_{max} (m3/s)	T_{max} (FAU)	V_{EP}/V_{EU}	M_{EP}/M_{EU}
7	16,2	6,8	2,39	6,8	3,77	7,15	553	2,21	2,16
8	5,2	2,3	2,26	6,0	1,06	4,5	338	1,25	1,32
9	18,2	11,6	1,58	5,5	1,07	7,12	306	0,99	0,45
26	6,8	0,77	8,84	23,24	21,38	9,22	793	1,53	3,33
27	11,2	1,58	7,07	43,62	1,13	12,15	511	1,45	1,94

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

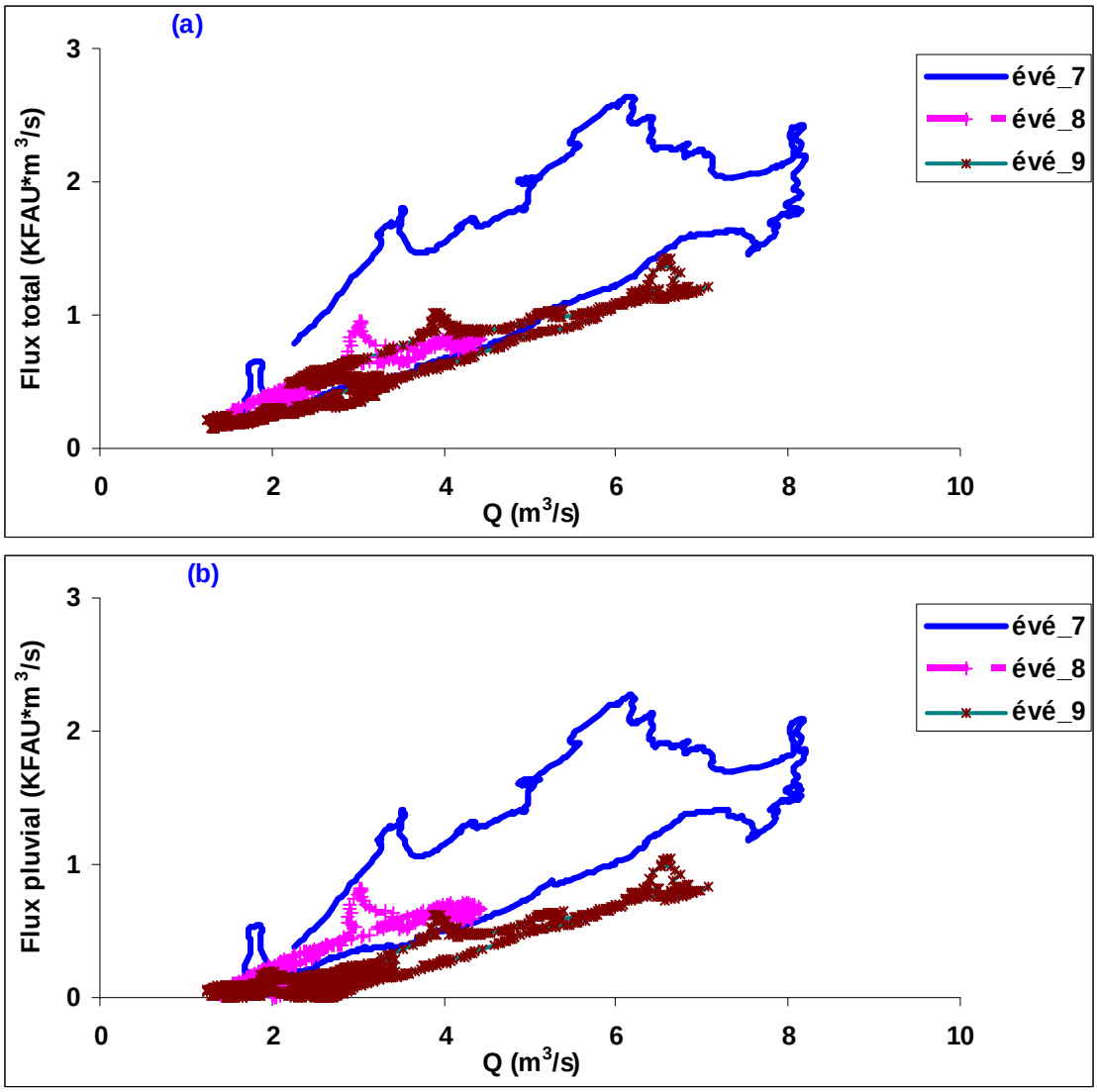


Figure 175 : Exemple de trois pluies successives (boucles horaires)

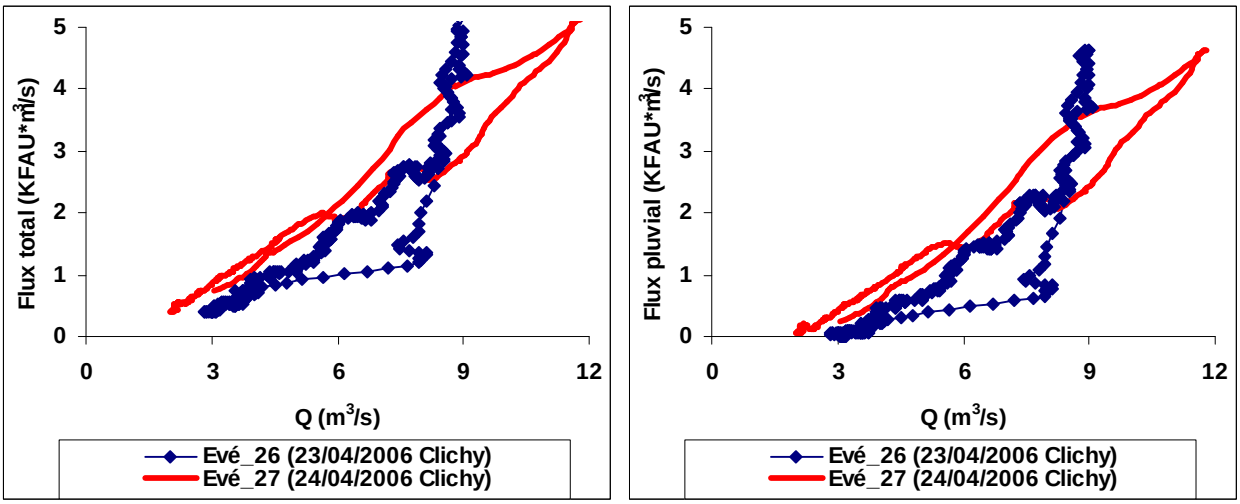


Figure 176 : Exemple de deux pluies successives

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

2.2.3 Evénements semblables séparés par des durées de temps sec très différentes

La *Figure 177* illustre le cas des événements pluvieux 13 et 28 qui ont de durées de temps sec antérieur différentes, leurs autres caractéristiques étant proches (*Tableau 43*) (les événements 26 et 27 du paragraphe précédent constituent un autre un exemple d'une telle configuration). Les formes de deux courbes flux-débit sont proches. Ceci ne peut pas être dû aux eaux usées. En effet, en enlevant l'effet des eaux usées, les formes des courbes flux-débit restent proches.

Tableau 43 : Caractéristiques de deux événements 13 et 28 (DTS différentes)

Evénement	H (mm)	D (h)	I_{moy} (mm/h)	I_{max5} (mm/h)	DTS (j)	Q_{max} (m3/s)	T_{max} (FAU)	V_{EP}/V_{EU}	M_{EP}/M_{EU}
13	9,8	4,89	2,00	9,3	0,42	5,89	490	1,17	1,1
28	8,6	3,72	2,31	8,2	8,75	6,47	489	0,96	0,99

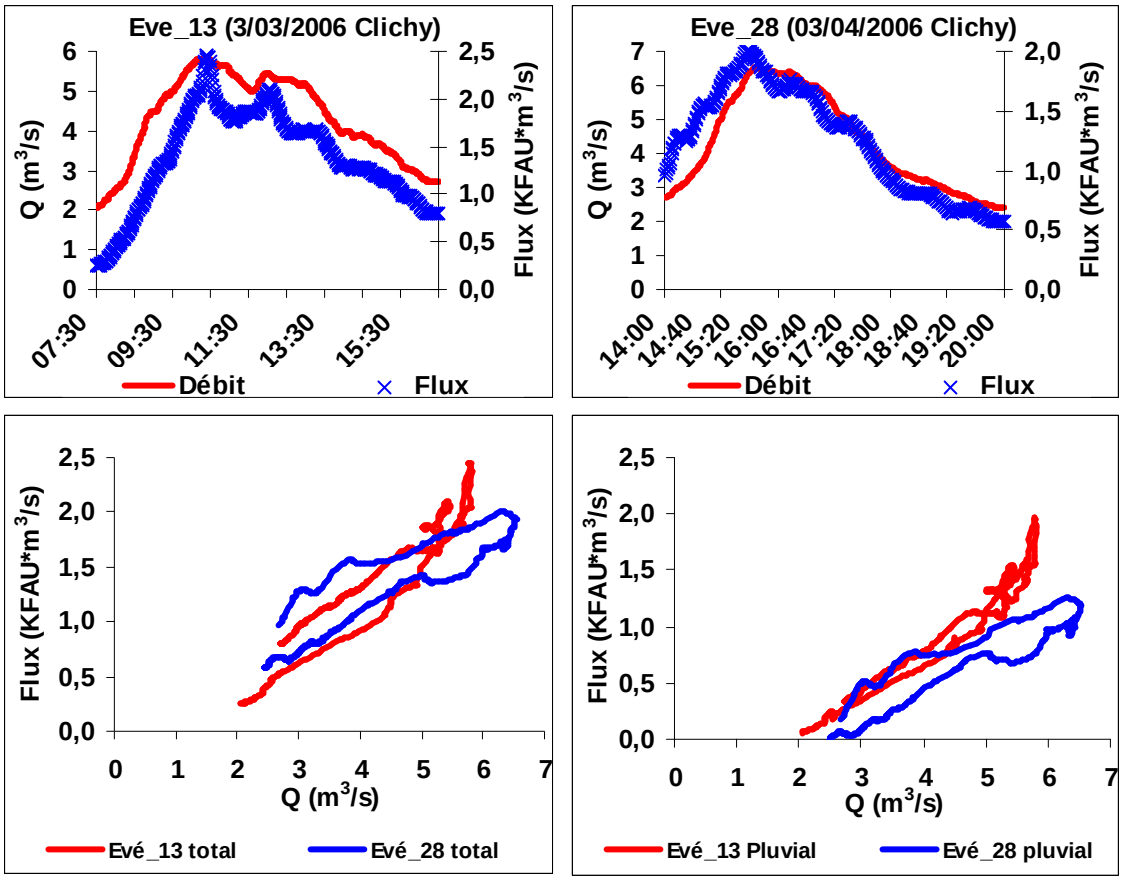


Figure 177 : Exemple de deux événements pluvieux qui ont des DTS différentes

Ceci pourrait indiquer que le phénomène d'accumulation n'est pas linéaire en fonction de la durée de temps sec (telle que définie dans le chapitre 10), ou plus précisément que le stock

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

mobilisable se reconstitue et se stabilise rapidement. Cette hypothèse est en contradiction avec les observations faites dans le paragraphe précédent, ainsi qu'avec les résultats obtenus par (Ahyerre and Chebbo, 2002) qui montrent une accumulation linéaire des stocks associés à la couche organique mobilisable. Il se pourrait alors que le stock soit toujours présent, ce qui est en contradiction avec les hypothèses d'épuisement de stock faites pour d'autres événements.

Un autre mode de définition de durées de temps sec a été proposé dans le chapitre précédent (*cf. § Chapitre 8*). Il se base sur la masse érodée au cours des événements pluvieux antérieurs pour identifier un événement significatif vis-à-vis de la mobilisation des stocks, à partir duquel est définie la durée de temps sec. Son application aux événements 13 et 28 aboutit à des durées de temps sec antérieures aux événements pluvieux assez proches. Ce n'est pas le cas pour les événements 26 et 27, pour lesquels les durées de temps sec basées sur cette approche restent très différentes.

Il serait néanmoins intéressant de mener une réflexion sur la notion de durée de temps sec pour expliquer l'accumulation du stock en réseau d'assainissement, et la généraliser en termes d'antécédents pluviométriques.

3 TRANSFERTS COMPARES DES DEBITS ET DES TURBIDITES

Dans un écoulement, l'onde de débit se propage à une vitesse supérieure à la vitesse de la masse d'eau advectée (Henderson, 1966). La situation où une source de turbidité serait synchronisée avec un hydrogramme en un point du bassin versant conduirait systématiquement à un retard du pollutogramme sur l'hydrogramme à l'exutoire de ce bassin.

Dans un réseau d'assainissement le contexte de production et de transfert des MES et des flux d'eau est très complexe : différence entre les sources d'eau et les sources de particules, variabilité des processus de mobilisation et de transfert dans le temps et dans l'espace, etc. Ceci peut entraîner une grande variabilité du décalage temporel entre le pollutogramme et l'hydrogramme. L'analyse de ce décalage devrait permettre d'améliorer les connaissances sur la localisation des stocks de MES dans le réseau et sur les processus de mobilisation de ces stocks. En effet, la répartition dans le temps de la réponse de la concentration par rapport au débit nous donne une idée de la répartition dans l'espace des sources.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.1 Typologie des événements pluvieux

Nous nous sommes inspirés des approches utilisées pour analyser le transport solide en rivières et qui sont basées sur une analyse des courbes concentration-débit au cours de crues, et leur interprétation en termes d'avance ou de retard de la concentration en MES par rapport au débit. Pour analyser ce décalage nous avons pris comme référence les valeurs maximum de turbidité et de débit et nous avons établi une typologie des tous les événements observés sur les sites des Quais et Clichy. Nous avons classé les événements selon 4 types de comportement (*Figure 178*) :

- Gr 1 : C en retard sur Q : Le pic du pollutogramme de turbidité se produit après le pic de l'hydrogramme avec un retard supérieur à 10 minutes ;
- Gr 2 : C en phase avec Q : La valeur absolue de l'écart temporel entre le pic de concentration et le pic de débit est inférieur à 10 minutes ;
- Gr 3 : C en avance sur Q: Le pic du pollutogramme de turbidité se produit avant le pic de l'hydrogramme avec une avance supérieur à 10 minutes ;
- Gr 4 : comportement complexe : présence de plusieurs pics de concentration et de débit.

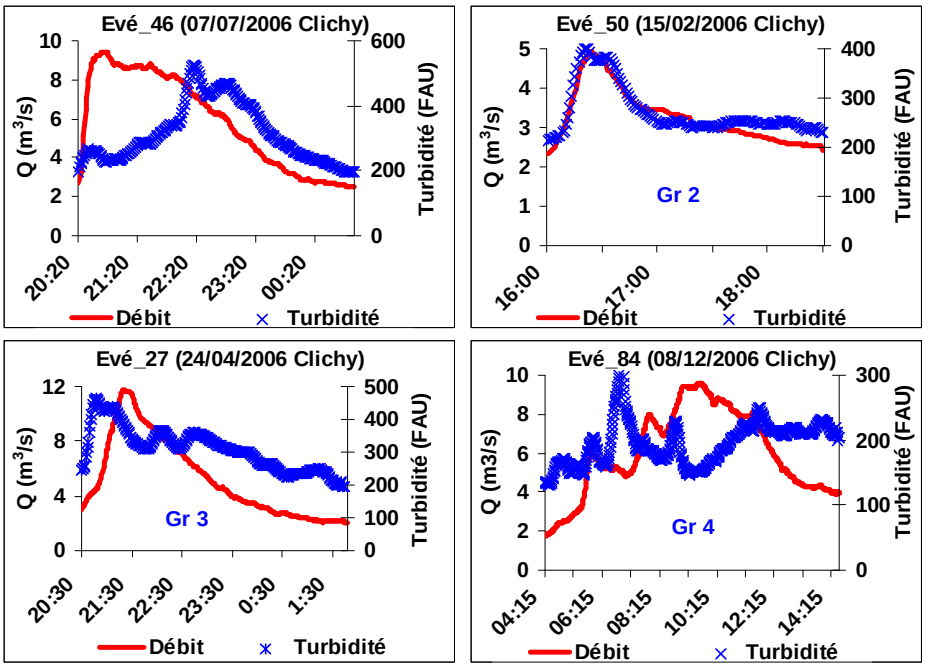


Figure 178 : Exemples de pollutogrammes correspondant à chacun des 4 groupes de la classification

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

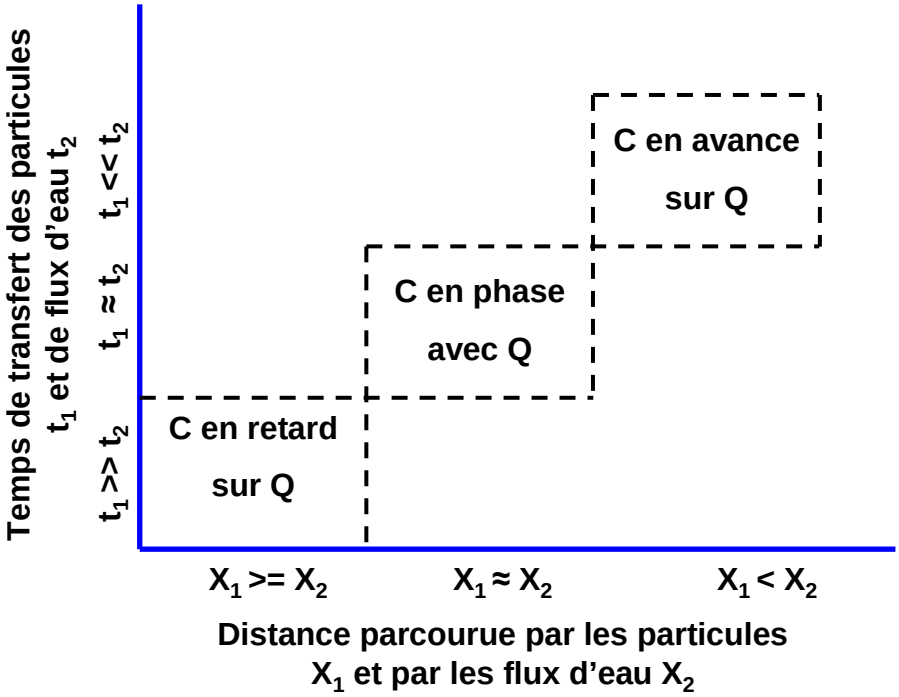


Figure 179 : Interprétation des groupes en fonction du temps de transport et de la localisation de la source X_1 distance entre le centre de la source de sédiment et l'exutoire. X_2 distances entre le centre de l'aire drainée et l'exutoire. t_1 est le temps de transfert entre le centre de la source de sédiment et l'exutoire. t_2 est le temps de transfert entre le centre de l'aire drainée et l'exutoire, inspiré de (Klein, 1984).

La *Figure 179*, inspirée de (Klein, 1984), propose une interprétation simplifiée des différents groupes en se basant sur la localisation des sources de particules par rapport aux sources des flux d'eau. Le groupe 1 peut être interprété comme l'arrivée de particules éloignées de l'exutoire. Le groupe 3 indique la présence de stocks de particules proches de l'exutoire et mobilisée avant l'arrivée de la pointe de l'hydrogramme. Le groupe 2 correspond à une situation intermédiaire.

3.2 Application de la typologie aux sites des Quais et Clichy

Dans ce paragraphe nous nous focalisons aux événements moyens et forts pour lesquels les eaux de ruissellement sont déterminantes dans la forme des hydrogrammes et des pollutogrammes. Pour cela les événements qui représentent un débit maximal inférieur à deux fois le débit moyen de temps sec durant l'événement pluvieux n'ont pas été pris en compte. Un exemple d'événement jugé faible est donné dans la *Figure 180*. Au total, nous avons éliminé 13 événements parmi 75 aux Quais et 19 événements parmi 88 événements à Clichy. Il reste donc 62 événements pluvieux aux Quais et 69 événements à Clichy dont 58 événements sont communs aux deux sites.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

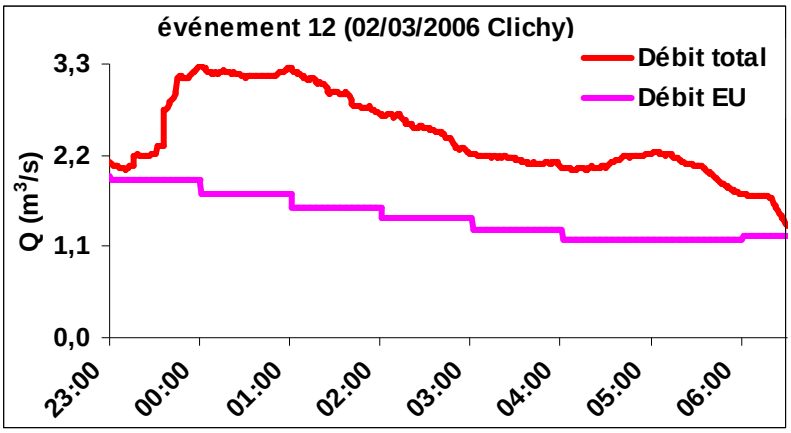


Figure 180 : Exemple d'une pluie éliminée de l'analyse (EU : Eaux usées de temps sec)

La *Figure 181* synthétise les résultats de classification pour les deux sites étudiés.

Les distributions des événements pluvieux entre les 4 groupes sont relativement homogènes entre les deux sites étudiés (test de Khi2, *valeur p =44%*). 71% des événements communs appartiennent aux mêmes groupes. Ceci traduit une homogénéité de comportement entre les deux échelles spatiales étudiées vis-à-vis de la position des sources actives pour un événement donné.

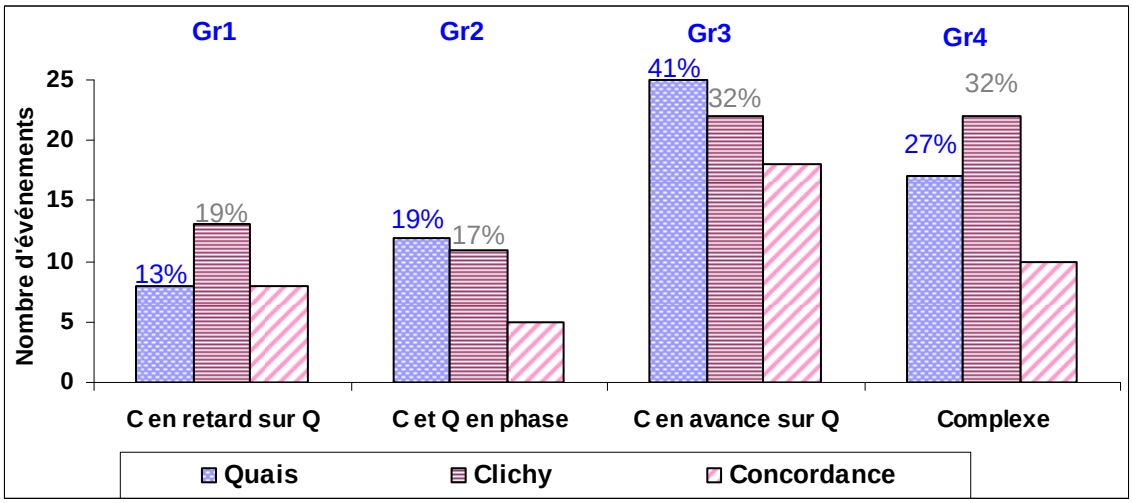


Figure 181 : nombre des événements dans chaque groupe et nombre des événements communs dans le même groupe

Les événements pluvieux sont répartis entre les 4 groupes ce qui reflète la complexité des phénomènes étudiés et la grande variabilité des comportements observés au cours des événements pluvieux. La prédominance du groupe 3, pour lequel le pic de concentration est

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

en avance sur le pic de débit (32 à 41 % des événements pluvieux), met en évidence des temps de transfert des particules inférieurs à ceux des flux d'eau. Sachant que la vitesse de propagation des flux d'eau est supérieure à celle des particules solides, ce résultat signifie que les particules solides proviennent plutôt du réseau que des surfaces urbaines. Ceci est tout à fait cohérent avec les résultats du bilan de masse des particules qui a montré que le réseau est la source principale des particules transportées par temps de pluie dans le réseau d'assainissement unitaire. Cela signifie également qu'elles sont mobilisées en début d'hydrogramme.

3.3 Variables explicatives des différents groupes

Pour aller plus loin dans l'interprétation des résultats obtenus, nous avons réalisé une analyse en composante principale pour relier les différents groupes d'événements aux variables explicatives suivantes : hauteur précipitée *H*, intensité maximale sur 5 minutes I_{max5}, durée de pluie D, volume d'eau *V*, débit maximum Q_{max}, rapport entre le volume d'eau pluviale et le volume d'eau usée V_{EP}/V_{EU}, période de temps sec antérieur à l'événement *DTS*, turbidité maximale de l'événement T_{max}, et rapport entre la masse en MES dans les eaux pluviales et la masse en MES dans les eaux usées.

Dans la suite du paragraphe nous présentons seulement les résultats obtenus sur le site de Clichy pour lequel nous disposons de beaucoup d'informations sur les variables explicatives utilisées. (*cf. chapitres 8 et 10*).

Le cercle des corrélations (*Figure 182, (a)*) montre que les deux premières composantes principales expliquent 83 % de la variance totale de l'échantillon (58 % pour l'axe F1 et 25% pour l'axe F2). Les facteurs explicatifs de l'axe F1 sont le débit max et l'intensité max sur 5 minutes. L'axe F2 quant à lui est expliqué par la durée de l'événement pluvieux.

L'analyse des projections des événements dans le plan principal F1-F2 met en évidence une absence de structuration des données pour les variables choisies (*Figure 182, (b)*). Les barycentres des 4 groupes sont tous voisins de l'origine (*Figure 182, (b)*).

En conclusion, l'appartenance d'un événement à un groupe ne peut donc pas être reliée de façon simple avec les paramètres couramment utilisés dans la modélisation des flux polluants par temps de pluie. Ceci reflète la complexité des phénomènes étudiés et l'incapacité d'une approche globale et simplifiée d'identifier des variables clés permettant d'avancer dans la

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

compréhension des processus de production et de transfert des flux polluants par temps de pluie.

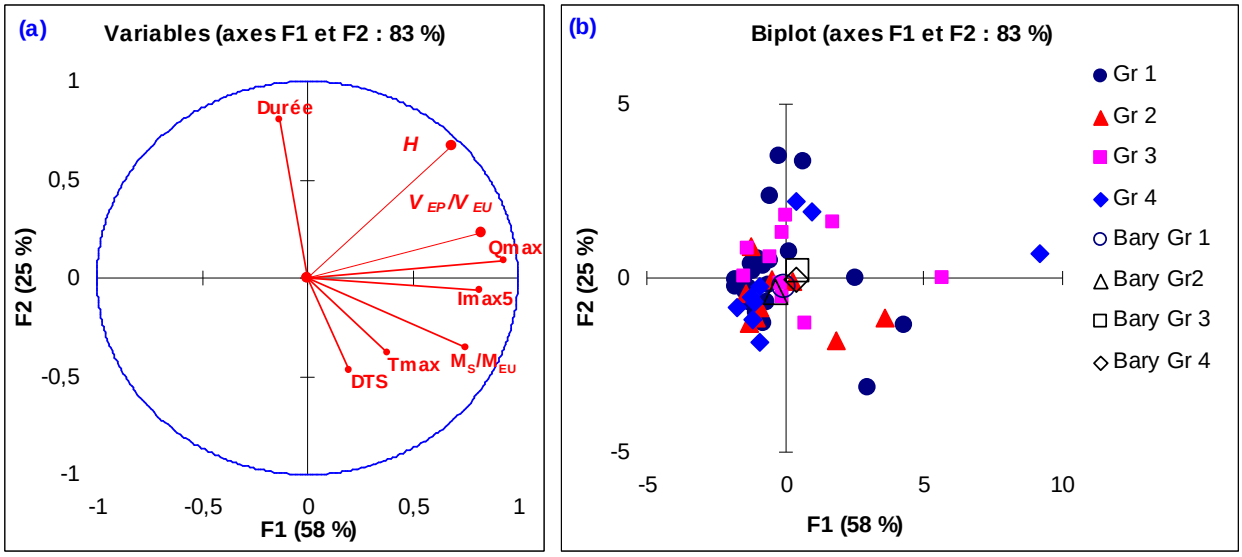


Figure 182 : (a) Cercle des corrélations et (b) Projection des données dans le plan principal 1-2 pour l'ACP relative à la distribution des données dans les 4 groupes de dynamique de réponse de flux ;

4 CONCLUSION

Ce chapitre a permis d'analyser la dynamique des turbidités et des flux de turbidité en comparaison avec celle des flux d'eau. L'approche utilisée consistait à tracer la courbe turbidité ou flux de turbidité en fonction du débit.

Les résultats obtenus sur les deux sites étudiés sont très proches, ce qui suggère une homogénéité spatiale des processus de transfert des particules solides dans le réseau d'assainissement unitaire. Cependant, la dynamique des particules est très variable d'un événement à un autre, et il est très difficile d'expliquer cette variabilité à partir des caractéristiques globales de l'événement pluvial. Ce résultat n'est pas surprenant si on prend en compte la multiplicité et la complexité des processus liés à la production et au transfert des particules solides par temps de pluie. Les représentations graphiques et les analyses statistiques classiques ne sont pas suffisantes pour caractériser l'état initial, identifier les variables explicatives et décrire les processus. Pour aller plus loin, il devient indispensable de coupler l'expérimentation et la modélisation et d'utiliser les modèles pour reproduire et tester des scénarios dynamiques et réalistes du fonctionnement du système étudié.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Cette démarche de modélisation n'est pas possible sur les bassins de Quais et de Clichy du fait de la taille des bassins concernées et de la complexité de leur fonctionnement hydraulique. Nous avons néanmoins voulu évaluer les potentialités d'une telle approche dan le chapitre suivant en l'appliquant à l'étude du transfert sur une configuration théorique très simple.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

CHAPITRE 12.

ETUDE DES MÉCANISMES HYDRAULIQUES DE TRANSFERT DE CONTAMINANTS DANS UN COLLECTEUR D'ASSAINISSEMENT UNITAIRE

1 INTRODUCTION

A la différence des chapitres précédents consacrés pour l'essentiel aux phénomènes de production, ce chapitre est focalisé sur les phénomènes de transfert, et à leurs conséquences sur les relations entre hydrogrammes et pollutogrammes,

A partir d'une configuration simplifiée à l'extrême constituée d'un collecteur unique, nous allons simuler avec un modèle hydraulique 1D le transfert d'une injection de débit et de polluant. L'objectif final visé est de parvenir à localiser plus ou moins finement l'origine des flux de contaminants observées à l'aval d'un réseau d'assainissement uniquement à partir des hydrogrammes et pollutogrammes observés, complétés par une connaissance des caractéristiques physiques du réseau et de son fonctionnement hydrologique et hydraulique. Il s'agit donc à terme d'inverser un modèle de transfert pour localiser des sources à l'image de ce que se pratique pour le transport solide en rivière (Williams 1989).

Dans l'immédiat, ce chapitre reste dans une logique de modélisation directe, avec pour objectif de bien comprendre les phénomènes en jeu. Il décrit brièvement les outils numériques utilisés, puis il présente qualitativement les phénomènes mis en évidence par les simulations, à savoir le retard de l'onde de concentration sur l'onde de débit et l'effet piston. Il présente enfin une étude de sensibilité de ces phénomènes à différents paramètres caractérisant l'hydraulique du système.

2 CAS ÉTUDIÉ

Le banc d'essai numérique est inspiré du cas réel de réseaux d'assainissement de Quais et de Clichy. Le type de la section est un collecteur à deux banquettes de largeur dans la cunette

variable entre *1* et *3 m*. La section simplifiée choisie sera un rectangle dont la largeur est égale à une largeur intermédiaire de la cunette du collecteur principale de Quais et Clichy avec une hauteur infinie. Les caractéristiques de ce collecteur sont listées dans le *Tableau 44*.

Dans ce collecteur dont le débit initial Q_{EU} associé à un marqueur de concentration C_{EU} est constant, est injecté un hydrogramme (demi-sinusoïdal) caractérisé par sa durée D et sa valeur maximum Q_{EP} (*Figure 183*). L'hydrogramme injecté est associé à un marqueur de concentration C_{EP} constante différent du marqueur du débit initial. En pratique seules les valeurs conventionnelles 0 ou 1 ont été affectées aux concentrations, ce qui facilite l'identification de l'origine des masses d'eau et l'interprétation des valeurs intermédiaires résultant de leur mélange.

Tableau 44 : Caractéristiques du collecteur équivalent prises pour faire le calcul

Longueur	Section rectangulaire		Pente S0	K-Manning-Strickler
L=5 Km	*B = 1,6 m*	*H= ∞*	*0, 14%*	$70m^{\frac{1}{3}}/s$

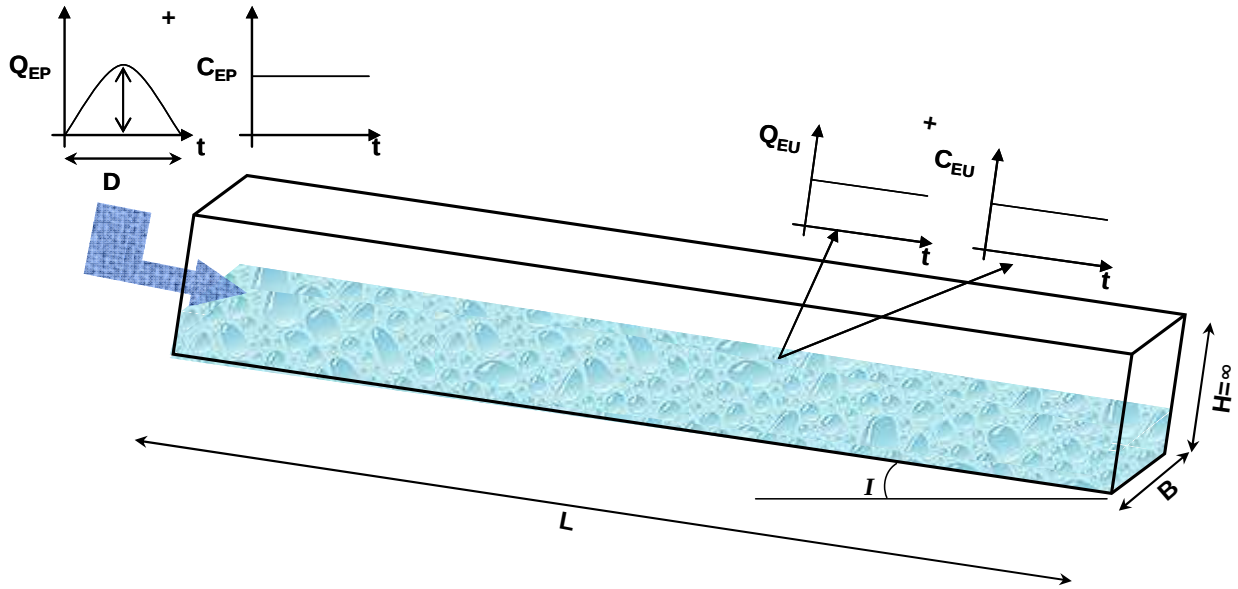


Figure 183 : Caractéristiques du collecteur et des conditions aux limites des simulations

Dans le collecteur, on observe à l'aval immédiat du point d'injection une concentration variable dans le temps, résultant du mélange d'un débit constant d'eau initiale avec un débit variable d'eau injectée. On génère ainsi dès l'amont du collecteur un pollutogramme de concentration variable, présentant un maximum synchrone avec celui du débit.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Notons que cette injection peut être interprétée comme la représentation d'un apport d'eaux de ruissellement depuis la surface, voire comme la reprise au passage de l'hydrogramme de débit d'un dépôt situé au niveau du point d'injection. Le débit permanent quand à lui représente les apports d'eaux usées, avant et pendant l'événement pluvieux. Dans la suite on désignera souvent l'eau injectée comme de l'eau « pluviale » et l'écoulement initial comme de l'eau « usée ». Les notations adoptées reflètent cette analogie.

3 MODELISATION

L'évolution de l'écoulement dans le temps et selon une direction de l'espace à la suite de l'injection d'un hydrogramme ont été traduits par les équations de Barré de Saint-Venant. Le transport de marqueurs dissous est décrit par une simple loi d'advection et porté par l'écoulement à la vitesse *u*. Un soin particulier a été apporté au choix du schéma numérique utilisé de manière à représenter correctement les phénomènes d'ondes de gravité, ainsi qu'à la représentation des conditions à la limite amont. Le travail de simulation a été mené en étroite collaboration avec l'Institut de Mécanique des Fluides et des Solides de Strasbourg, dans le cadre de la thèse de Sandra Isel consacrée au « Développement de méthodologies et d'outils numériques pour la mise en place et l'exploitation de la mesure en réseau d'assainissement » (Isel, 2013).

3.1 Equations

3.1.1 Hydraulique

La propagation des hauteurs, des vitesses et des débits est décrite par les équations de Barré de Saint-Venant (BSV) dont il existe différentes formulations (Henderson, 1966; French, 1985). On s'intéresse ici à la forme conservative :

$$\begin{cases} \dfrac{\partial A}{\partial t} + \dfrac{\partial Q}{\partial x} = 0 \\ \dfrac{\partial Q}{\partial t} + \dfrac{\partial}{\partial x}\left(\dfrac{Q^2}{A} + gI_1 \right) = g\left(S_0 - S_f \right) + gI_2 \end{cases}$$

Avec A la surface mouillée, Q le débit, I_1 terme de pression hydrostatique, I_2 terme de pression latérale, S_0 la pente du fond du canal et S_f pente représentative des forces de frottement longitudinales de l'écoulement.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

3.1.2 Advection

L'advection est un mode de transfert d'une propriété ou d'une quantité, par exemple la concentration de contaminants ou d'un marqueur, par le déplacement de la masse d'un fluide. Elle est décrite par l'équation suivante où la concentration $C(x,t)$ est advectée par un écoulement à vitesse constante u : $\frac{\delta C}{\delta t} + u\frac{\delta C}{\delta x} = 0$. L'intérêt de cette équation est qu'elle est indépendante, c'est-à-dire qu'il est possible de calculer la concentration en tout point du collecteur à chaque instant donné à partir de la connaissance des vitesses en ces points. Ainsi cette équation ne nécessite pas d'être couplée en temps réel aux équations de Barré de Saint-Venant. De plus, comme on s'intéresse à l'évolution des fronts d'onde, il est possible de s'affranchir du terme de diffusion (second terme de l'équation sera égal à zéro) car celle-ci a une influence négligeable dans la direction du collecteur.

3.2 Implémentation

3.2.1 Schéma numérique utilisé dans le modèle hydrodynamique

Bien qu'étudiée depuis longtemps, la résolution des équations de BSV demeure encore compliquée car elles n'admettent pas de solution analytique. Il est donc nécessaire d'approcher ces solutions à l'aide de méthodes numériques. Plusieurs critères permettent de choisir entre les différentes méthodes existantes, les logiciels classiques d'hydrologie urbaine favorisant la rapidité et l'économie de puissance de calcul. En effet, ces logiciels ont été développés il y a une dizaine d'années au moins, à l'époque où la capacité de calcul des outils numériques était faible. Ainsi, ces codes se focalisent sur les schémas d'Abbott Ionescu ou Preissmann simplifiés. Ces simplifications et leurs conséquences sur la précision de la résolution des équations de BSV, et notamment sur le calcul des célérités d'onde, ont été étudiées par exemple dans la thèse de P. Finaud-Guyot (Finaud-Guyot, 2009).

Suite à ces constatations, le choix du schéma numérique utilisé pour la modélisation hydrodynamique s'est porté sur un schéma numérique centré implicite de type TVD (*Total Variation Diminishing*) du premier ordre utilisant le solveur de *Roe* avec un traitement *UPWIND* du terme source. Ces méthodes produisent des résultats non oscillatoires au voisinage de discontinuités. Les conditions aux limites ont été intégrées par la méthode des caractéristiques, basée sur le principe de la transmission de l'onde de débit dans l'écoulement

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

selon les vitesses $u+c$ et $u-c$ (avec u=vitesse moyenne de l'écoulement et c=célérité de l'onde de débit par rapport à la masse d'eau $=\sqrt{gD_h}$ avec $D_h = f(h)$ où h est le niveau d'eau en réseau d'assainissement). Ce code a déjà été validé à maintes reprises sur des données expérimentales et de terrain (Abdallah, 2005; Kesserwani, 2008). Il est conservatif, stable et sa diffusion numérique a été limitée en fixant la valeur du coefficient de *Friedrich Levy* (CFL) à une valeur proche de 1 (pour un temps de calcul acceptable).

3.2.2 Discrétisation

Le collecteur a été discrétisé en 100 mailles le long de la longueur du collecteur *L=5 Km* (longueur d'une maille = *50 m*). Nous calculons ensuite le débit *Q* et la concentration *C* (et aussi la vitesse *u* et hauteur *h*) à chaque instant et à chaque abscisse *x*. La discrétisation dans le temps est variable et optimisée à chaque pas sur la base d'un CFL de 0,8. La durée d'une simulation est de l'ordre de 10 à 30 minutes.

3.3 Exemple de résultats

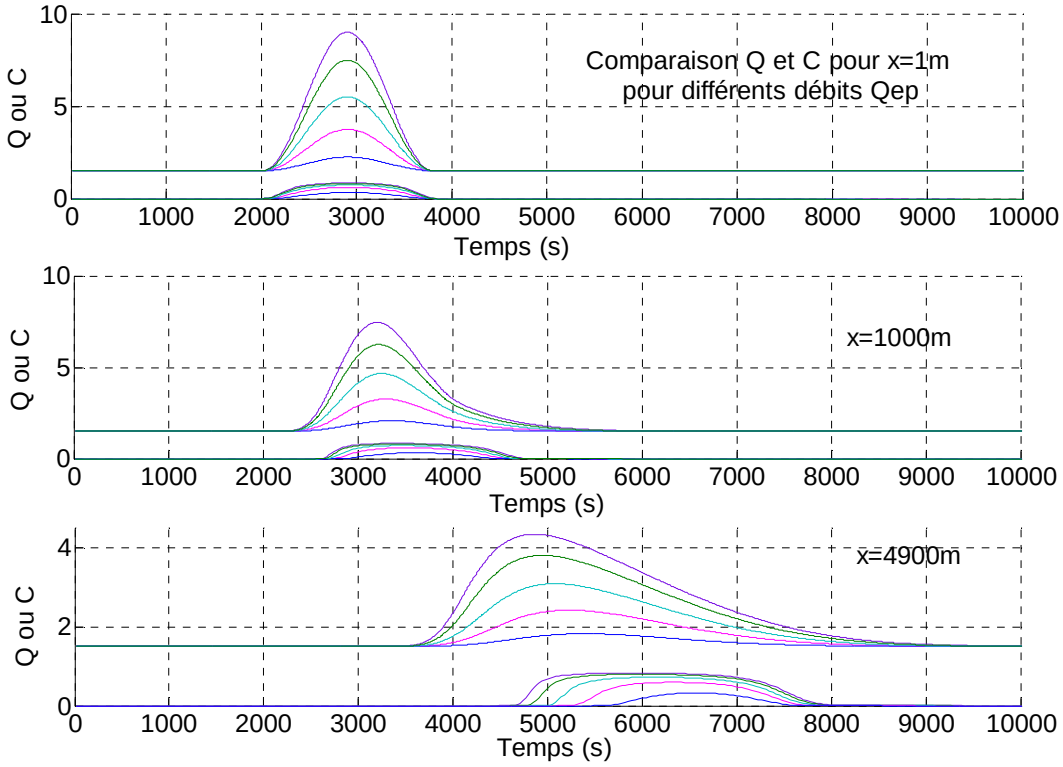


Figure 184 : Exemple de sorties de simulation avec le marquage de l'hydrogramme injecté par une concentration égale à 1

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La *Figure 184* donne un exemple de sorties fourni par les simulations pour un marquage des l'hydrogramme injecté avec une concentration de 1. On voit que plus le débit injecté est important, moins l'effet de dilution par l'écoulement permanent est sensible, et plus le pollutogramme résultant se rapproche de la forme du créneau de concentration injecté. Pour faciliter la détection du maximum du pollutogramme il pourra être intéressant à l'avenir d'injecter un deuxième marqueur, pendant un temps limité au voisinage de la pointe de l'hydrogramme.

4 PHÉNOMÈNES MIS EN ÉVIDENCE PAR LES SIMULATIONS

En fonction du mode de marquage par les concentrations utilisé, deux types de phénomènes ont été mis en évidence par les simulations.

Un premier type de simulation permet d'identifier les différences de vitesses entre l'onde de débit et la masse d'eau injectée. Pour ce faire, l'eau injectée a été marquée par une concentration égale à 1 alors que le débit permanent a une concentration nulle.

Le deuxième type de simulation permet de mettre en évidence un effet piston sur l'eau déjà présente avant l'injection. Cette simulation est caractérisée par un marqueur de concentration du débit permanent fixé à 1 alors que l'hydrogramme injecté a une concentration nulle.

4.1 Différences de temps de transfert

La *Figure 185* présente les résultats obtenus avec le marquage à une concentration égale à 1 du volume injecté. L'onde de débit se propage à la vitesse $u+c$ supérieure à la vitesse u de transport du marqueur, ce qui entraîne un décalage temporel entre l'hydrogramme et le pollutogramme. La différence entre les deux vitesses de propagation correspond à la célérité des ondes de surface. En première approximation cette célérité est de l'ordre des deux tiers de la vitesse de l'eau u (Huisman *et al.*, 2000), mais elle varie avec la forme, le taux de remplissage de la conduite avant que ne survienne la variation de débit et avec l'amplitude de cette variation(Henderson, 1966).

Cet effet est connu depuis longtemps, et dans le domaine de l'assainissement il a fait l'objet d'études expérimentales (Huisman *et al.*, 2000) ou numériques (Rutsch *et al.*, 2005)

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

notamment qui ont observé la séparation entre l'onde de débit induite et la masse d'eau advectée après injection artificielle d'une impulsion de débit dans un collecteur.

Dans le contexte d'un réseau unitaire, la situation où la pollution est injectée depuis la surface en même temps que les eaux pluviales conduirait donc systématiquement à un retard de la concentration d'un polluant sur le débit. Ce serait aussi le cas si le polluant était présent dans un dépôt et mobilisé au passage d'un hydrogramme. Par analogie avec le phénomène de « first flush » (Bertrand-Krajewski *et al.*, 1998) ce phénomène peut être qualifié de « last flush » si la concentration apportée par le débit est supérieure à celle de l'écoulement dans lequel elle est injectée.

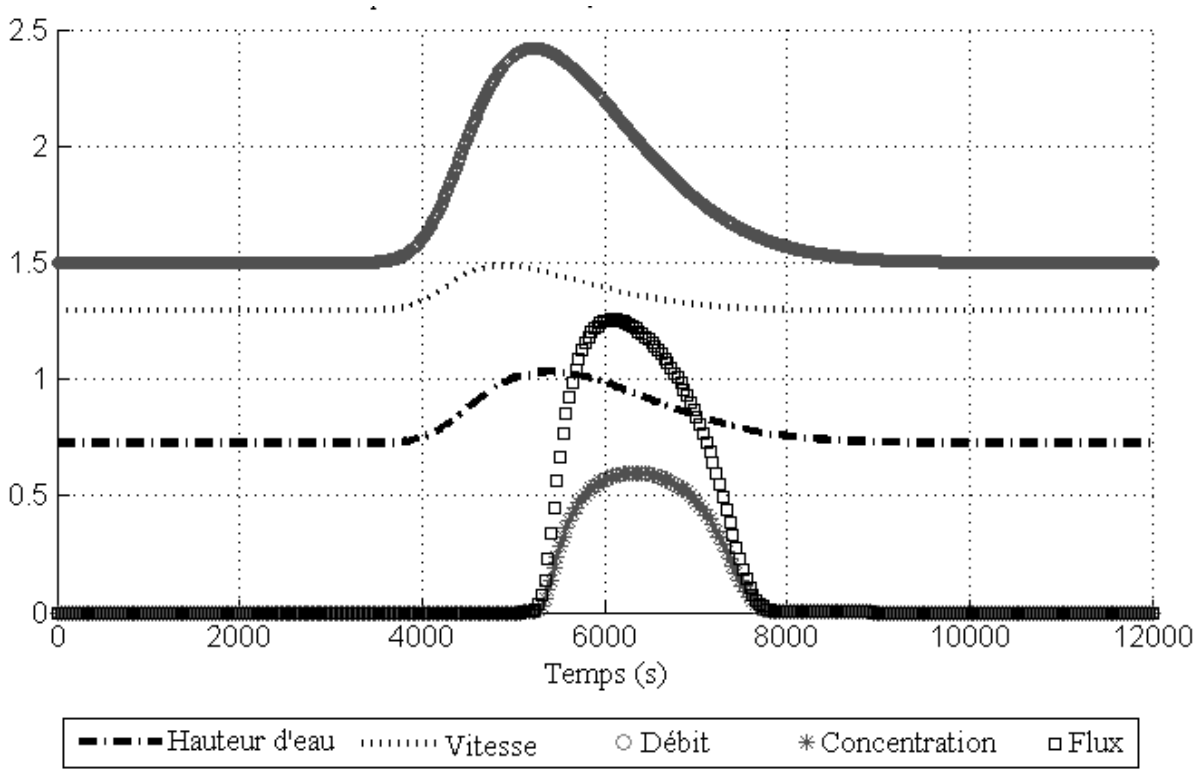


Figure 185 : Décalage entre l'onde de débit et la concentration (x=5000 m)

4.2 Effet piston

La *Figure 186* présente les résultats obtenus avec le marquage à 1 de l'écoulement permanent.

L'effet d'avance du débit sur la concentration est toujours visible et dans les mêmes proportions que pour le type de simulation précédent, mais son effet est inversé : la courbe de concentration est simplement symétrique par rapport à la droite *C= 0,5*.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La nouveauté réside dans la courbe des flux : on observe *une augmentation du flux à concentration constante* en début d'hydrogramme identifiée comme la phase 1 sur la *Figure 186, (1).* Ceci est dû à l'augmentation du débit alors même que la concentration n'a pas encore évolué car soumise au retard lié à l'advection. Dans le contexte d'un réseau unitaire, l'eau pluviale « chasse » l'eau usée qui se trouve initialement dans le réseau. Ce phénomène est analogue au « first flush » (Krebs *et al.*, 1999), à ceci près que la concentration reste constante

La deuxième phase ou phase de décrue du flux correspond à l'arrivée de la masse d'eau diluée à l'exutoire du collecteur et se traduit donc par une diminution du flux de contaminants.

La dernière phase correspond à un retour aux conditions de débit et de concentration initiales après passage de la pluie se traduisant par une augmentation du flux de contaminants pour atteindre sa valeur de temps sec.

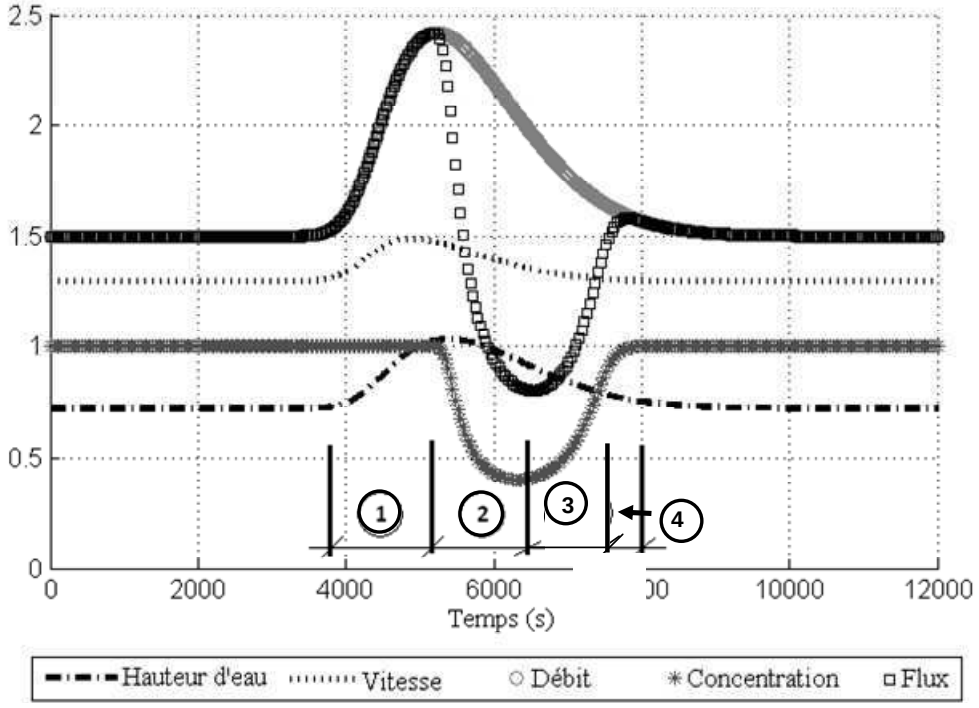


Figure 186: Illustration de l'effet piston

On observe sur ces simulations un phénomène non signalé dans la littérature, qui est d'ailleurs très peu abondante sur le sujet : une légère augmentation de flux à concentration constante en fin d'événement (phase 3) est liée à un retard du retour de la hauteur d'eau, et donc du débit, à sa valeur initiale (alors que la vitesse a repris sa vitesse initiale). Cet effet est inverse de celui

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

qui a été observé par (Kafi-Benyahia, 2006) sur les données expérimentales de bassins versants parisiens d'OPUR (Phase 2) où le retour aux concentrations était retardé par rapport au retour au débit de temps sec. Cet effet méritait d'être confirmé et le cas échéant étudié plus en détail. Il n'a pas été pris en compte dans la suite de ce travail.

L'effet piston n'est donc qu'une autre manifestation du retard de la masse sur le débit. La *Figure 187* tente de proposer une explication intuitive de ce phénomène.

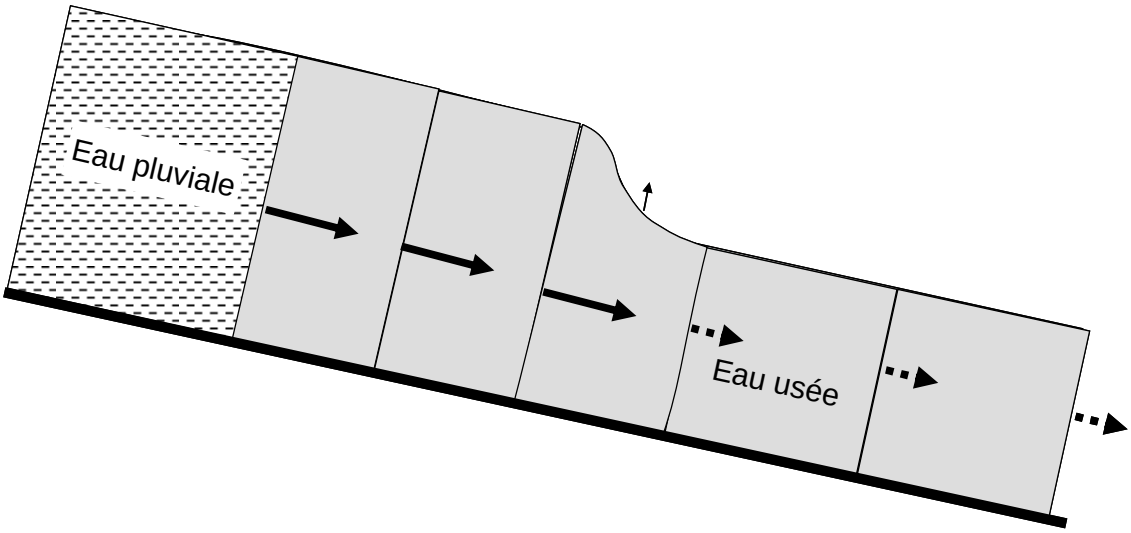


Figure 187 : Illustration intuitive de l'effet piston et de la propagation de l'onde de débit

L'eau pluviale (additionnée de l'eau usée entrant dans la section amont pendant la durée de l'injection) « pousse » une première tranche d'eaux usées, qui se comprime dans le sens de l'écoulement ce qui induit une augmentation du tirant d'eau et de la vitesse. Le phénomène se propage de proche en proche vers l'aval. L'augmentation du débit est donc obtenue en mobilisant l'eau usée présente à l'avant de la masse d'eau pluviale circulant dans le collecteur.

5 ETUDE DE SENSIBILITÉ

5.1 Méthode

Une fois les différents phénomènes identifiés, nous avons cherché à préciser les facteurs influençant ces phénomènes et à quantifier cette influence. Dans ce qui suit nous nous intéresserons aux concentrations plutôt qu'aux flux dans la mesure où la concentration caractérise le transfert d'un marqueur ou d'un contaminant si la production est supposée

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

connue. L'effet piston, qui se traduit par une augmentation de flux à concentration constante ne sera pas traité explicitement, car toute l'information fournie par les simulations peut être exploitée en termes de décalage entre hydrogramme et pollutogramme de concentration.

5.1.1 Paramètres

L'étude de sensibilité portera sur les paramètres explicatifs des vitesses d'advection tels que la pente, le débit d'eaux usées et le débit d'eaux pluviales. En outre la combinaison de la pente et du débit d'eau usée déterminent la hauteur et la vitesse initiales dans le collecteur, et donc la célérité de propagation d'une petite perturbation. Par ailleurs on peut penser que les volumes en jeu sont déterminants : dans un collecteur initialement vide l'onde de la masse d'eau et l'onde de débit se propageraient toutes deux avec la vitesse d'advection, car la propagation de l'onde de débit n'est due qu'à la mobilisation et à l'accélération du volume d'eau usée disponible à l'avant du volume injecté. Certes la célérité dépend de ce tirant d'eau initial, mais de manière indépendante de la valeur du débit à propager. Pour vérifier si cette valeur a un effet, on a d'une part fait varier le débit d'eau pluviales en appliquant un facteur multiplicatif au débit d'eaux usées (on *conserve* ainsi le rapport des volumes pour la forme des hydrogrammes utilisés), et d'autre part on a fait varier la durée de l'injection indépendamment de ce facteur (on fait ainsi *varier* le rapport entre le volume injecté et le volume disponible à l'aval). Cette durée détermine aussi la forme de l'hydrogramme en termes de vitesse de variation : les durées les plus courtes induisent les plus grandes vitesses de variation du débit injecté et des variables (tirant d'eau, vitesse) associées à ce débit.

Les gammes de variations de chaque paramètre sont définies dans le tableau ci après, et sont à peu près réalistes dans le contexte du collecteur de Clichy. Néanmoins certaines combinaisons (forts débits et faible pente) sortent de ce cadre réaliste, avec notamment des tirants d'eau très importants.

Tableau 45 : Valeurs de variables représentatives des phénomènes utilisées pour l'étude de la sensibilité

Pente S_0 (%)	Durée de la pluie (s)	$Q_{EU}\left(m^3/s\right)$	Q_{EP}/Q_{EU}
Entre 0.03 et 0.5	Entre 1800 et 43000 (30 mn à 12 heures)	Entre 0.5 et 2.7	Entre 0.1 et 10

La *Figure 188* montre le caractère fortement non linéaire des relations hauteur-vitesse et débit-vitesse, dû à une stabilisation de la vitesse au-delà de *3 m^3/s*. Du fait de cette

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

stabilisation et de la forme rectangulaire du canal (quand *H*>>*B*, le rayon hydraulique tend vers *B/2*), les variations de débit sont quasiment linéaires en fonction des variations de tirant d'eau (*Figure 189*).

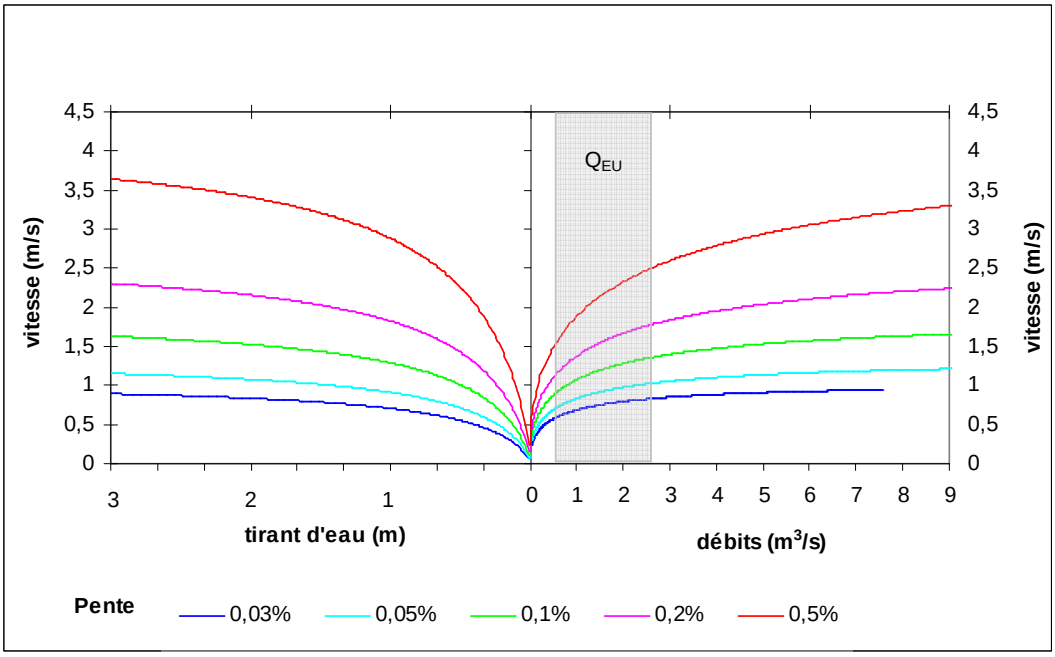


Figure 188 : Relations tirant d'eau-vitesse-débit pour différentes valeurs de pente du collecteur simulé (en gris gamme de variation de Q_{EU})

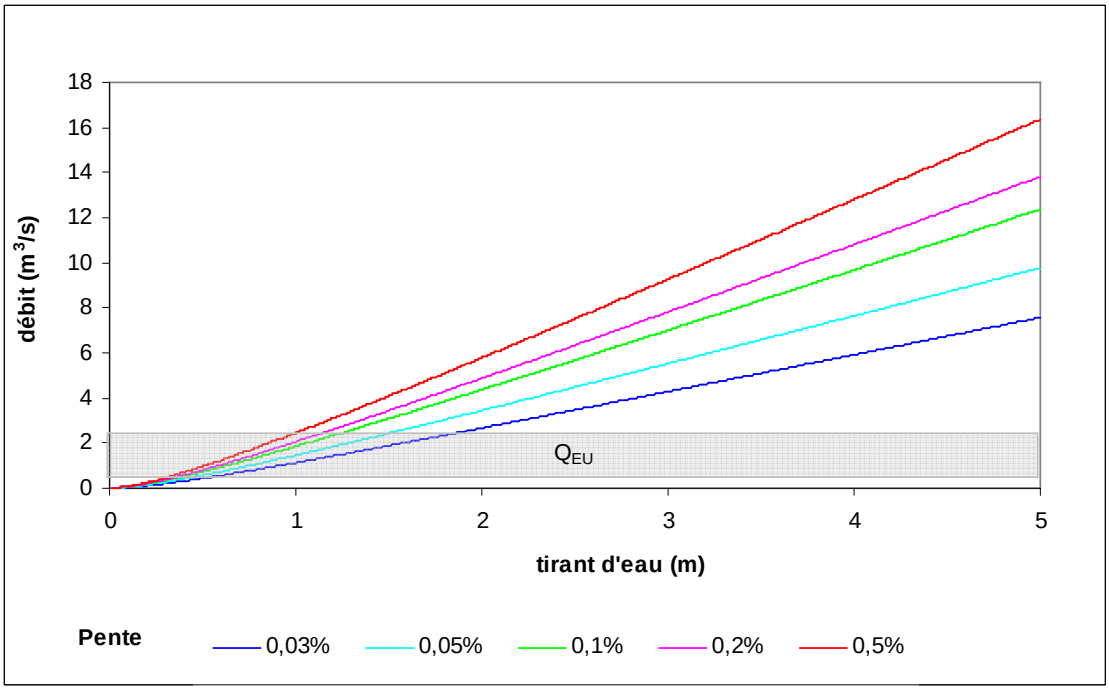


Figure 189 : Relations tirant d'eau-débit pour différentes valeurs de pente du collecteur simulé (en gris gamme de variation de Q_{EU})

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

En pratique deux séries de simulations on été réalisées, l'une pour étudier l'effet conjoint de la durée de l'injection et des débits d'eaux usées et d'eaux pluviales, et l'autre l'effet conjoint pour étudier de la durée de l'injection et de la pente :

Pente constante (0,14%) : 7 valeurs de Q_{EP}/Q_{EU} (0.1, 0.8, 1.67, 2.48, 4.59, 7,10) x 5 valeurs de Q_{EU} (0.5, 1, 1.5, 2, 2.5 m^3/s) x 7 valeurs de D (1 800, 5 000, 9 000, 15 000, 21 000, 30 000, 43000 s)

Q_{EU} et Q_{EP}/Q_{EU} constants (1.5 m^3/s et 1.5) : 9 valeurs de pente (échelonnées progressivement par pas de 0.05 puis 0.1, puis 0.15 % entre 0.03% et 0.5%) x 6 valeurs de D (1800, 5000, 9000, 13000, 18000, 21000 s)

5.1.2 Facteur de décalage temporel

L'interprétation classique du décalage entre une onde de débit et l'onde de concentration associée est basée sur des vitesses et des célérités. Celles-ci permettent d'évaluer un décalage temporel en fonction de la distance au point d'injection. Si on suppose que les vitesses et célérités impliquées sont peu variables au cours d'une simulation pour un jeu de paramètres donnés, le décalage temporel sera proportionnel à la distance. Pour tester cette hypothèse on a défini un « facteur de décalage» adimensionnel qui caractérise le décalage temporel indépendamment de la distance. De plus la pente a un effet trivial en accélérant toutes les vitesses d'écoulement. Le facteur de décalage corrige dans une certaine mesure cet effet, en rapportant les différences de temps de transfert aux temps de transfert du débit.

Deux versions de ce facteur ont été testées. Fd_d est basé sur les durées séparant le début de l'injection du début des ondes de débit et de concentration. Fd_p reprend une définition analogue, mais les durées sont basées sur les pics des ondes de concentration et de débit et référencées dans le temps par rapport au pic de l'injection. Nous ne présentons que les résultats relatifs à cette deuxième définition. Celle-ci se prête peut-être moins bien à une analyse théorique (la perturbation apportée par l'injection est très loin d'être infinitésimale au niveau du pic de l'hydrogramme), mais elle présente des avantages pratiques : le pic d'une onde est plus facile à identifier que son début, et il est plus significatif vis-à-vis des applications car les pics contribuent fortement aux masses et volumes apportées par un événement pluvieux.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

$$\boxed{Fd_p(x) = \frac{t_p(x,C) - t_p(x,Q)}{t_p(x,Q)}}$$

avec $t_p(x,C)$ la durée séparant le pic de l'hydrogramme injecté du pic du pollutogramme observé dans la section d'abscisse x et $t_p(x,Q)$ la durée séparant le pic de l'hydrogramme injecté du pic de l'hydrogramme observé dans la section d'abscisse x.

Si les hypothèses sont vérifiées, on s'attend à ce que le facteur de décalage dépende peu de la distance au point d'injection. En revanche le facteur de décalage n'est pas adapté à la problématique d'inversion présentée en introduction car il suppose connu le temps de transfert, ou la distance séparant le point d'injection du point d'observation. Ces grandeurs sont précisément celles que l'on cherche à identifier par l'inversion. Pour traiter le problème inverse il faudra tout d'abord évaluer par modélisation directe le décalage maximum (produit du facteur de décalage par le temps de transfert maximum) correspondant aux sources les plus lointaines. Le rapport du décalage observé au décalage maximum permettra alors d'évaluer la distance (exprimée en temps de transfert) de la source par rapport aux sources les plus lointaines selon l'équation suivante.

$$\boxed{t(x) = \frac{Fd_p(x)}{Fd_p(x_{\max})} t(x_{\max})}$$

5.1.3 Facteurs explicatifs

Pour interpréter les résultats d'une manière transposable, nous avons cherché à combiner les paramètres de l'étude de sensibilité pour définir des facteurs adimensionnels ayant un pouvoir explicatif.

En première approximation on peut évaluer la valeur du facteur de décalage $Fd_p(x)$ par un indice Id_p calculé à partir d'estimations t_{est} des temps de transfert :

$$Id_p = \frac{t_{est.}(pollutogramme) - t_{est}(hydrogramme)}{t_{est}(hydrogramme)} = \frac{\frac{x}{u_1} - \frac{x}{u_2 + c}}{\frac{x}{u_2 + c}} = \boxed{\alpha\left(1 + \frac{1}{Fr}\right) - 1 = Id_p}$$

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

avec :

x : distance par rapport au point d'injection du débit

u_1 : vitesse d'advection de la masse, approchée par la vitesse maximum apparaissant au cours de la simulation dans la section d'abscisse x.

u_2 : vitesse de l'écoulement d'eaux usées à l'avant de l'hydrogramme. C'est aussi la vitesse minimum observée dans chaque section.

c : célérité associée à cet écoulement $c = \sqrt{gh_{EU}}$ où h_{EU} est la hauteur d'eau de l'écoulement initial

Fr : nombre de Froude de cet écoulement $Fr = u_2/c$

$$\alpha = \frac{u_2}{u_1} = \frac{u_{\min}}{u_{\max}}$$

Ces approximations de vitesse par u_1 et u_2 sont envisageables car sur l'ensemble d'un événement, la vitesse de l'écoulement n'a pas une grande amplitude de variations (au maximum 60%)

Comme prévu lors de la construction du facteur Fd_p, l'abscisse x n'apparait pas dans l'expression finale de Id_p. Cette expression, qui ne tient pas compte d'éventuels effets de volume, suggère que Id_p varie comme $1/Fr$ si α est constant : l'indice de décalage diminue si la pente augmente (à Q_{EU} constant) ou si Q_{EU} diminue (à pente constante). En effet ces deux scénarios diminuent la célérité, en faisant baisser le tirant d'eau plus vite que la vitesse associée.

Si Fr est constant Id_p varie comme α : il diminue lorsque Q_{EP}/Q_{EU} augmente (avec Fr fixe, voir *Figure 191*) car la vitesse d'advection augmente.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

5.1.4 Variation des facteurs avec les paramètres des simulations

5.1.4.1 Nombre de Froude de l'écoulement initial

Comme le montre la *Figure 190*, *Fr* varie assez peu (de 0,44 à 0,53) avec Q_{EU} (pour une pente fixe à 0,14%), et il varie beaucoup (de 0,19 à 0,97) avec la pente dans les gammes de variation retenue pour les paramètres.

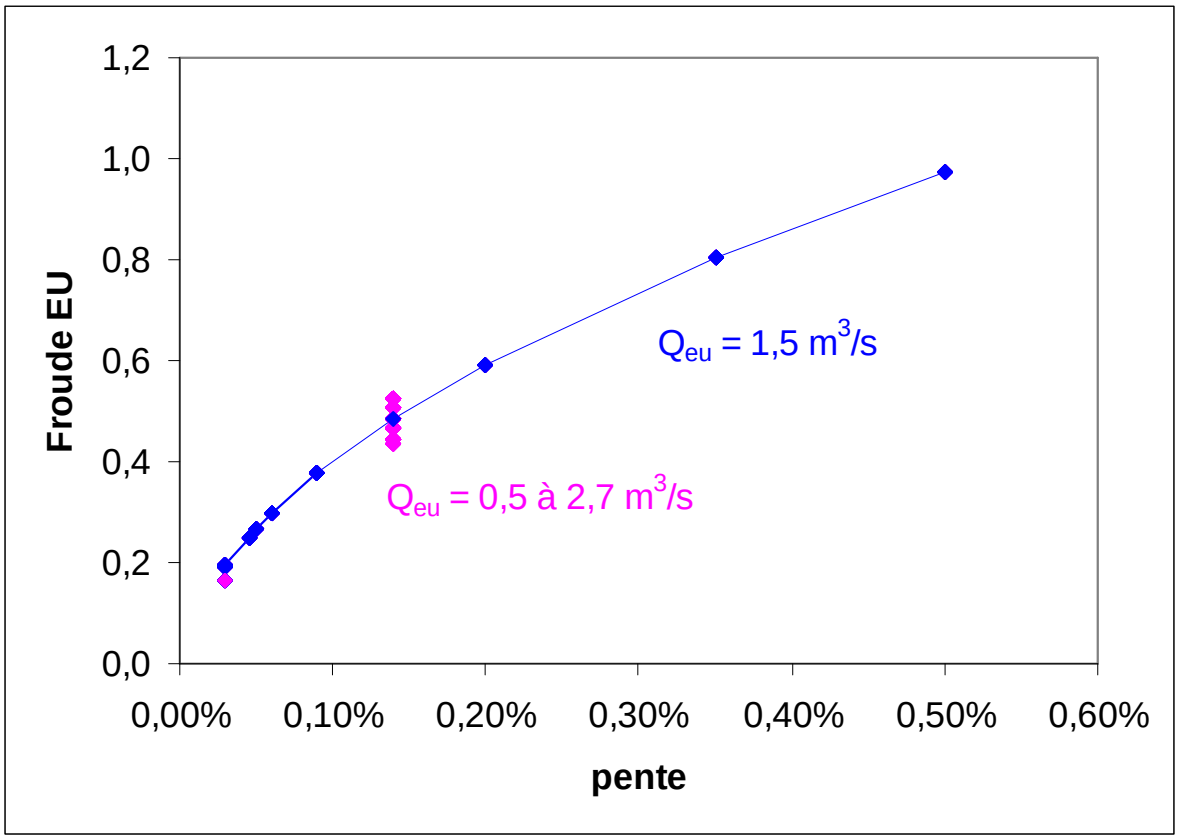


Figure 190 : Variations du nombre de Froude de l'écoulement initial en fonction de la pente pour l'ensemble des simulations

5.1.4.2 Rapport des vitesses min et max

Le paramètre *alpha* dépend d'une manière non linéaire (*Figure 191*) du rapport des débits d'eaux pluviales au débit d'eaux usées, ainsi que du débit d'eau usées, car celui-ci déplace la gamme de vitesse concernée par les variations de débit : quand le débit d'eaux usées augmente, les courbes vitesse-débit se déplacent vers les zones où *du/dQ* diminue, entrainant une augmentation du rapport u_{min}/u_{max}. Un effet analogue est observé avec la pente.

L'effet des paramètres précédents est fortement modulé par un autre paramètre : la durée de l'injection. Le mécanisme exact d'action la durée d'injection sur ces paramètres n'a pas pu

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

faire l'objet d'études spécifiques, mais c'est une première manifestation de l'effet de la durée d'injection, dont l'importance sera confirmée dans la suite.

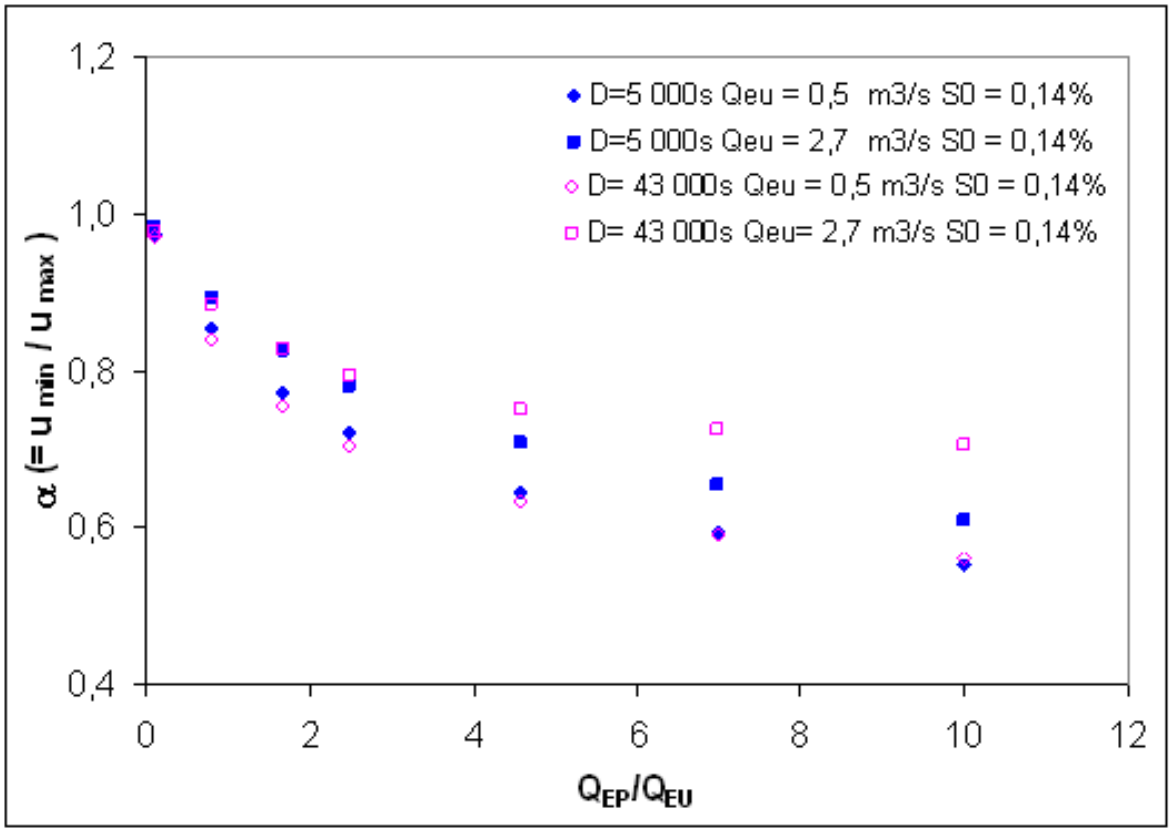


Figure 191 : Variations du facteur α en fonction de Q_{EP}/Q_{EU} pour quelques simulations à pente fixe ou variable : effet de la durée d'injection (couleur), du débit d'eau usées (symbole) et de la pente (étoiles)

5.2 Résultats et discussions

5.2.1 Temps de transfert

Dans la suite de ce chapitre, il ne sera plus question que de facteurs de décalage relatifs. Pour pouvoir rattacher ces facteurs à des données plus concrètes, ce paragraphe donne quelques indications sur les ordres de grandeurs concernés, en s'appuyant sur la *Figure 192* (temps de transfert) et la *Figure 193* (différence de temps de transfert).

Il apparait que les temps de transfert, et que les comportements comparés de l'hydrogramme et du pollutogramme sont sensiblement différents pour les simulations à pente variable et à pente fixe.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

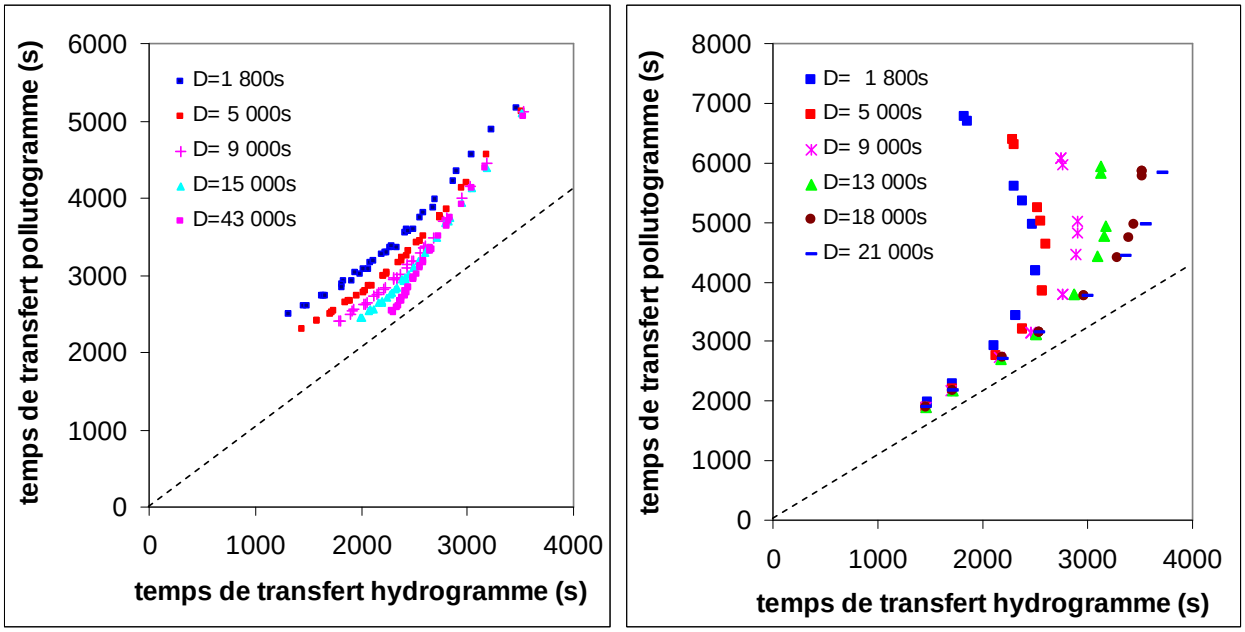


Figure 192 : Temps de transfert des hydrogrammes et des pollutogrammes pour toutes les simulations à pente fixe (0,14%) (à gauche) et pour toutes les simulations à pente variable (à droite)

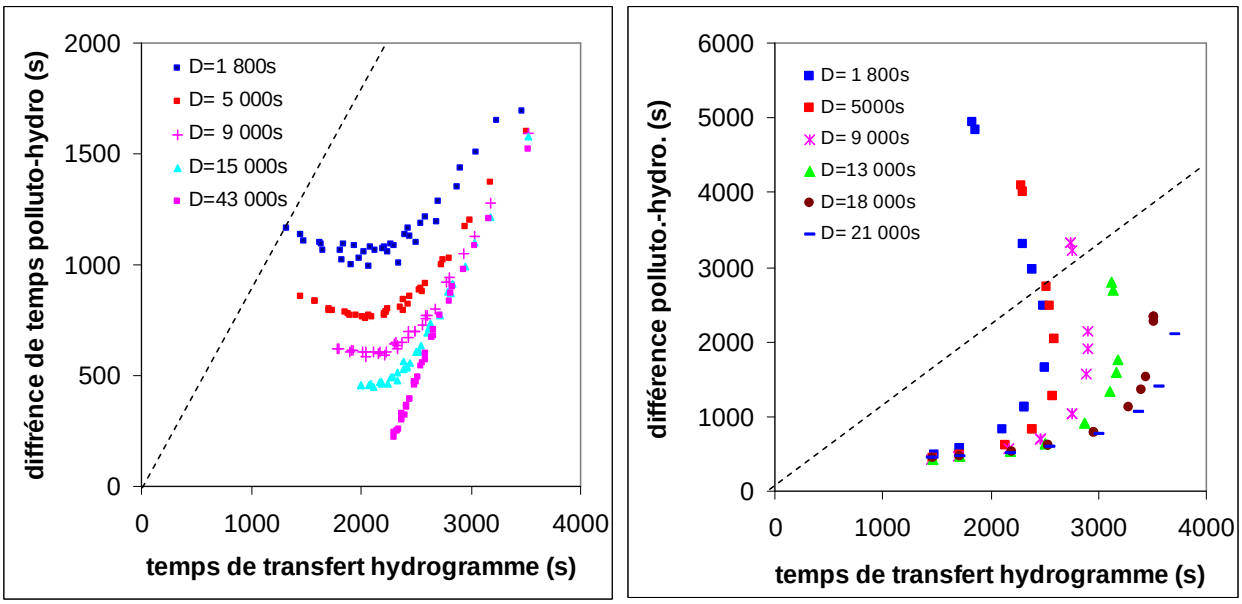


Figure 193 : Différences des temps de transfert en fonction des temps de transfert de l'hydrogramme pour toutes les simulations à pente fixe (0,14%) (à gauche) et pour toutes les simulations à pente variable (à droite)

A pente fixe les temps de transfert des concentrations varient dans une gamme homogène de *2 500* à *5 000s*, alors que la gamme correspondante pour les débits varie avec la durée d'injection, de *1 200s - 3 500s* pour une injection courte (*30 mn*), à *2 200s - 3 500s* pour une

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

injection de plusieurs heures. Les différences de temps de transfert s'échelonnent entre *200s* et *1 700s*.

A pente variable la gamme couverte par les temps de transfert des concentrations d'étend de *1 800s* à *5 700 - 7 000s* (selon la durée de l'injection) et la gamme de débit de *1 500s* à *3 500s*. Les différences de temps de transfert s'échelonnent entre *400s* et *5 000s*.

Dans les deux cas les relations entre différences de temps de transfert, et temps de transfert du débit sont complexes, et dépend de la durée d'injection. Nous voyons donc l'intérêt potentiel de la définition d'un facteur de décalage pour simplifier la description de ces phénomènes.

5.2.2 Influence de la distance

La *Figure 194* met en relation les facteurs de décalage $Fd_p(x)$ observés pour une même simulation à différentes abscisses (x= 1 000m, 2 000m, 3 000m, 4 000m) avec le facteur de décalage observé à 5 000m.

Comme prévu, $Fd_p(x)$ est à peu près égal à $Fd_p(5\ 000)$ (*Figure 194*) : il dépend peu de x sauf pour les très fortes valeurs de décalage, obtenues avec des faibles pentes et des durées d'injection courtes. Dans la suite, tous les résultats seront donnés pour x= 5 000m.

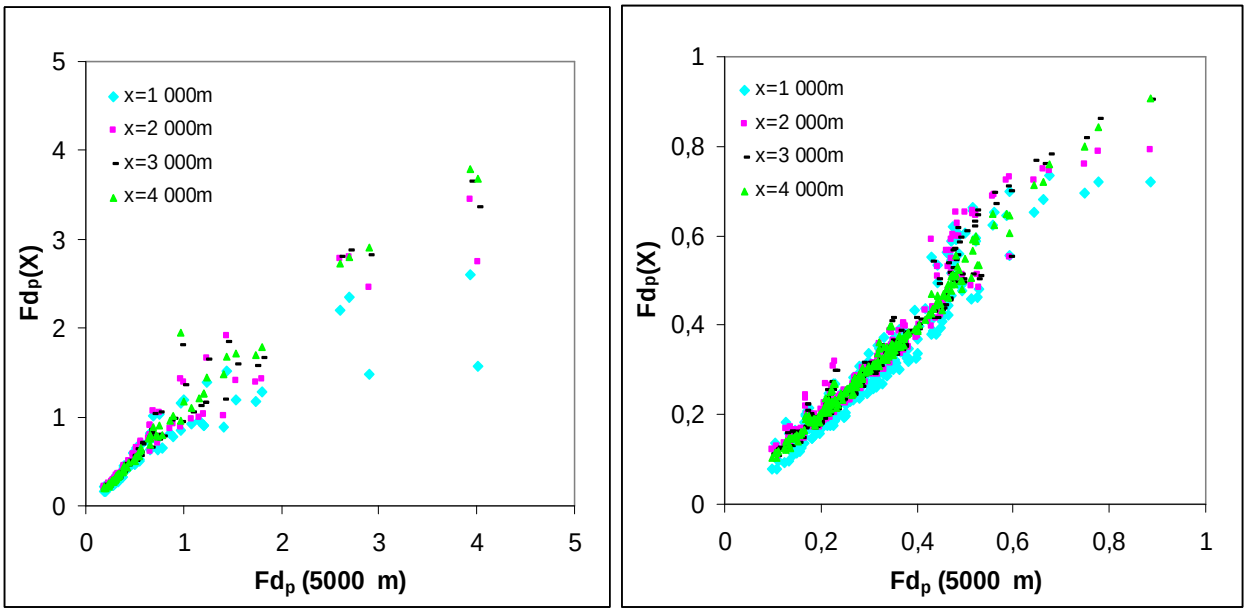


Figure 194 : valeurs de Fd_p(x) à différentes distances en fonction de $Fd_p(5\ 000)$ à 5 000m pour toutes les simulations réalisées en faisant varier la pente (à gauche) et à pente fixe de 0,14% (à droite)

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

5.2.3 Valeur prédictive de Idp

Les valeurs de Id_p obtenues pour les différentes simulations s'échelonnent entre 0,6 et 5, alors que les valeurs de $Fd_p(5\ 000)$ se répartissent dans un intervalle 0,1- 4.

La *Figure 195* montre que la valeur prédictive de Id_p est faible, du fait notamment de l'influence de la durée d'injection, mais aussi d'autres paramètres que nous nous attacherons à identifier dans les sections suivantes. Nous garderons cependant les facteurs intervenant dans Id_p (α et Fr) comme clé d'interprétation des résultats, car ces facteurs jouent a priori un rôle et ils permettent d'intégrer l'effet couplé de plusieurs paramètres.

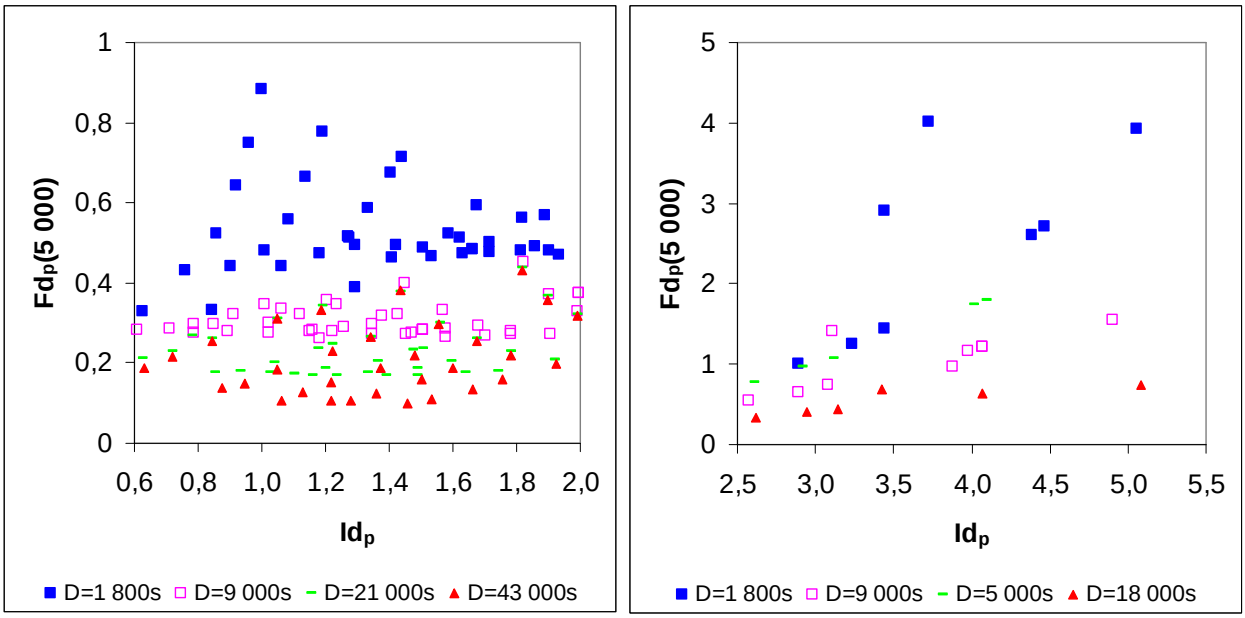


Figure 195 : Relations entre l'indice théorique de décalage des pointes Id_p et le facteur de décalage $Fd_p(5000)$ observé sur les différentes simulations à pente fixe (à gauche) et à pente variable (à droite)

5.2.4 Simulations à pente variable

Les simulations à pente variable avec Q_{EU} et Q_{EP}/Q_{EU} fixes permettent d'observer l'effet du nombre de Froude avec une influence du facteur α limitée : la *Figure 196* montre que ce facteur varie très peu, et que ses variations sont liées à celles du nombre de Froude. La simulation avec une durée d'injection de 1800 s se distingue des autres, avec des valeurs de α plus élevées et plus variables que pour les autres durées, mais cet effet reste limité.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

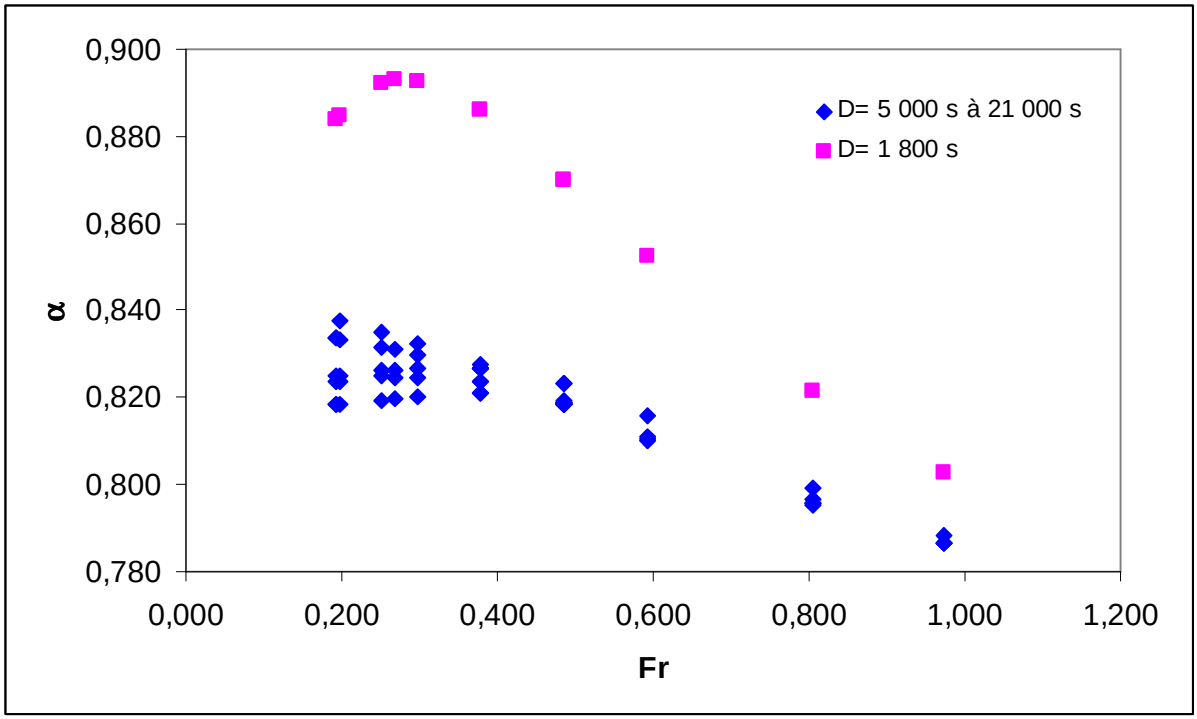


Figure 196 : Relation entre le facteur α et le nombre de Froude de l'écoulement initial pour les simulations effectuées à pente variable

La *Figure 197* montre les variations du facteur de décalage avec l'inverse du nombre de Froude en maintenant le facteur α constant (pour une même durée d'injection). On voit immédiatement que l'effet du nombre de Froude est très dépendant de la durée : il est très net pour les faibles durées, très atténué pour les durées supérieures à 9 000 s.

Pour les durées d'injection inférieures à 9 000 s, on obtient une relation croissante, mais non linéaire. Pour les durées supérieures, on observe une phase de stabilité, voire de légère décroissance pour les nombres de Froude compris entre 0,4 et 1, avant de retrouver une relation croissante avec *1/Fr* pour les faibles nombres de Froude. Le décalage croissant avec l'inverse du nombre de Froude correspond à l'augmentation de la célérité avec le tirant d'eau initial, qui lui-même augmente lorsque la pente diminue.

L'influence du paramètre D est précisée par la *Figure 198*. Comme nous supputons que la durée intervient par l'intermédiaire de la vitesse de montée de l'hydrogramme, nous l'avons exprimée en calculant la valeur maximale (obtenue en début d'injection) de la dérivée en fonction du temps de la demi-sinusoïde injectée. Dans ce cas précis le débit injecté est constant et le calcul revient à multiplier 1/D par un facteur fixe. Les courbes obtenues sont paramétrées par le nombre de Froude de l'écoulement initial. On voit que les deux paramètres

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

considérés pourraient suffire à prédire les valeurs de $Fd_p(5\ 000)$ pour les séries de simulation réalisées.

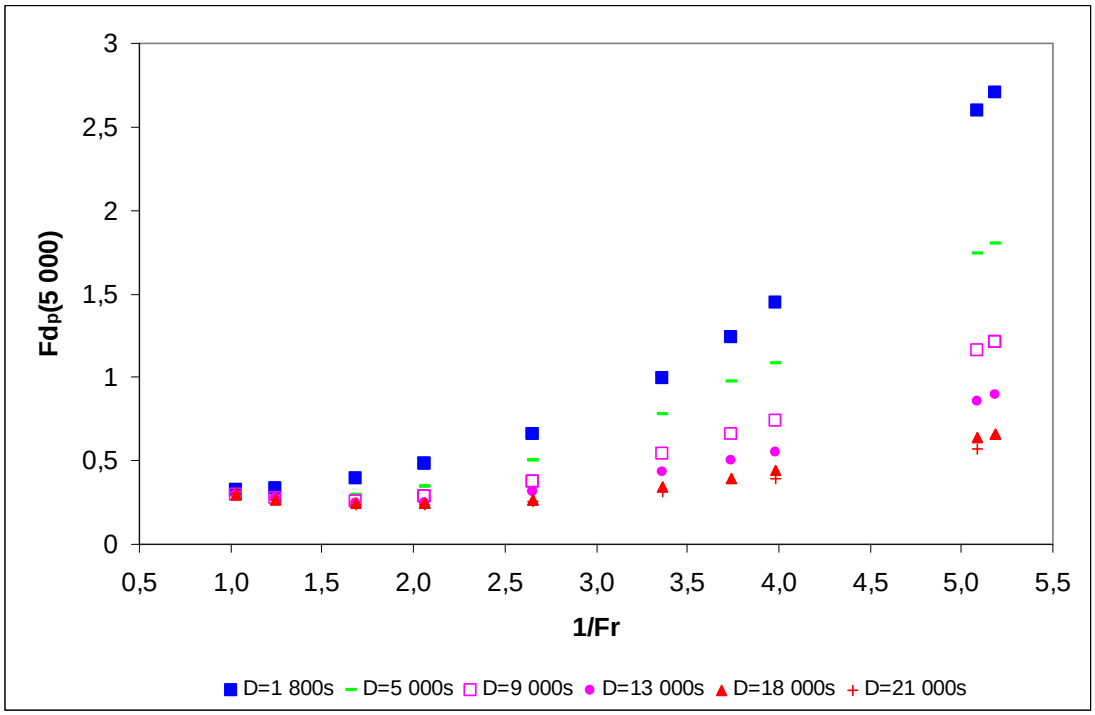


Figure 197 : Relation entre le facteur de décalage $Fd_p(5\ 000)$ observé lors des simulations à pente variable et le nombre de Froude de l'écoulement initial.

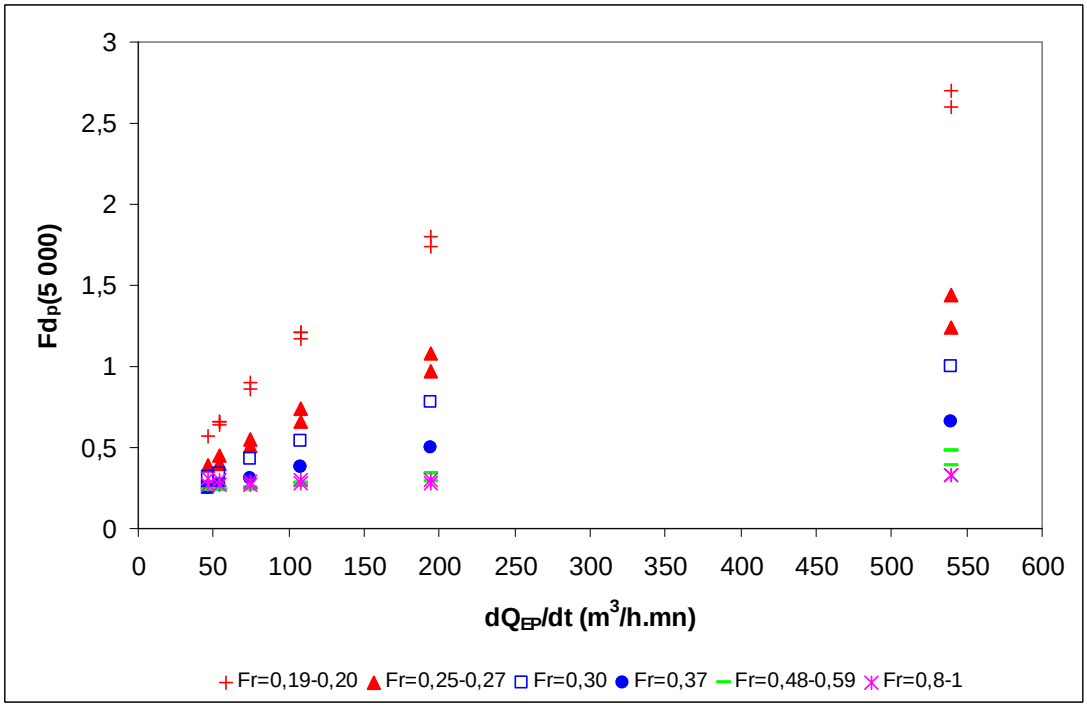


Figure 198 : Relations entre le facteur de décalage $Fd_p(5\ 000)$ observé lors des simulations à pente variable avec la vitesse initiale de montée de l'hydrogramme injecté en fonction du nombre de Froude de l'écoulement initial

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

5.2.5 Simulations à pente fixe et débits variables

5.2.5.1 Influence du facteur α, rapport des vitesses min et max

Les simulations à pente fixe (0,14%) avec Q_{EU} et Q_{EP}/Q_{EU} variables permettent d'observer l'effet du facteur α avec une influence a priori limitée des variations de *Fr*, qui restent comprises entre 0,44 et 0,53.

5.2.5.2 Influence conjointe de α et de Fr

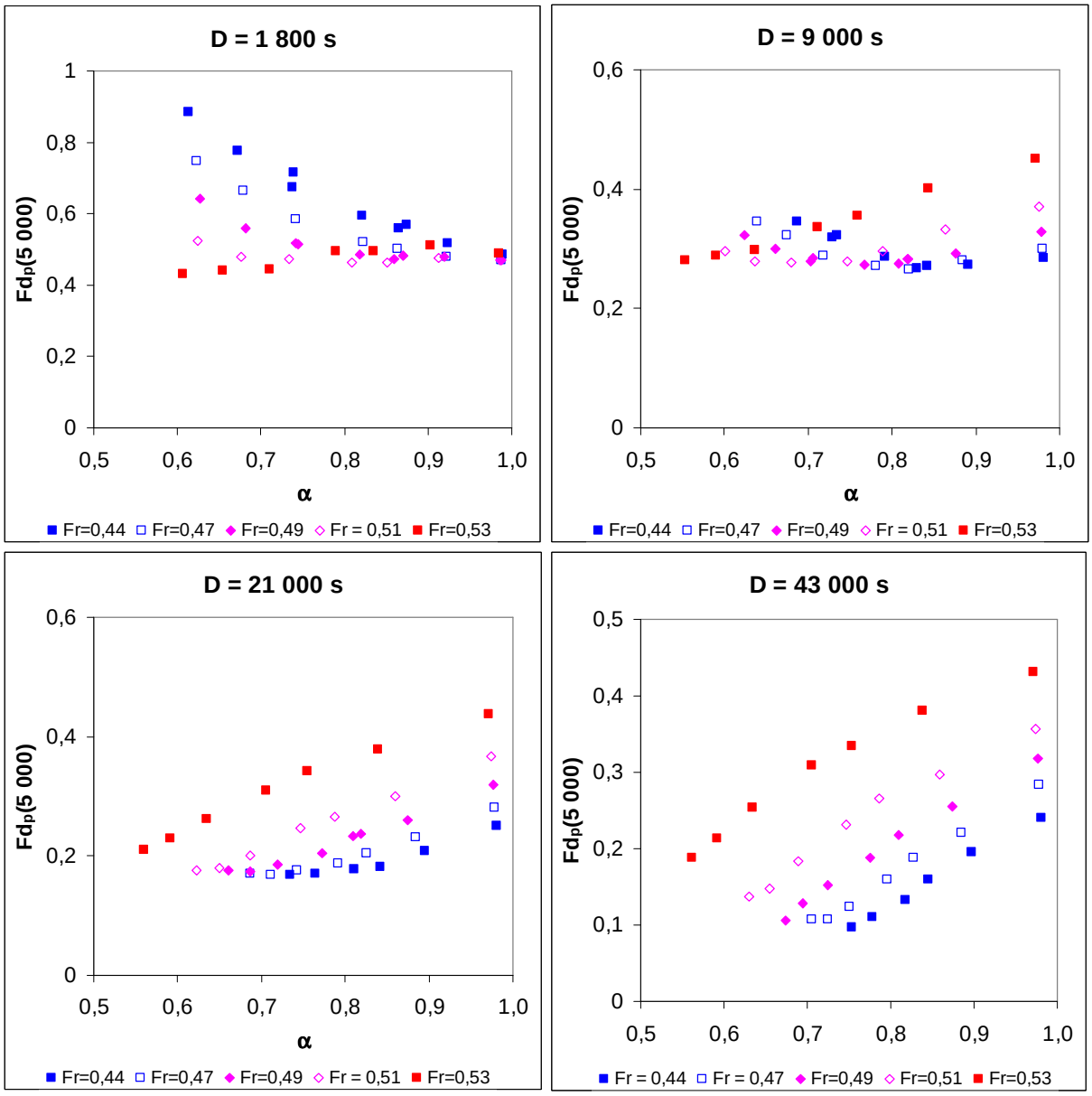


Figure 199 : Relation entre le facteur de décalage *Fd$_p$(5 000)* observé lors des simulations à pente fixe (0,14%), le facteur *α*, rapport de la vitesse minimum à la vitesse maximum dans la section, et *Fr* le nombre de Froude de l'écoulement initial pour différentes durées d'injection

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Si on étudie l'influence conjointe de α et de *Fr* pour une durée d'injection donnée (*Figure 199*), on constate que les faibles variations de *Fr* ont en fait une influence sensible. La connaissance de α et de *Fr* pourrait éventuellement permettre de prédire la valeur de $Fd_p(5\ 000)$, mais la durée d'injection influence fortement la réponse de $Fd_p(5\ 000)$ aux variations de α et de *Fr*. Pour les valeurs les plus élevées de *D* on constate que $Fd_p(5\ 000)$ croit simultanément avec *1/Fr* et α, comme attendu d'après l'expression de l'indice Id_p, mais ce n'est plus le cas pour les valeurs de *D* inférieures à 13 000s. L'augmentation du décalage avec α correspondrait à la diminution de la vitesse d'advection mais ceci n'a pas pu être vérifié faute de temps.

5.2.5.3 Influence de la vitesse de montée de l'hydrogramme et du débit injecté

L'effet de la durée d'injection interagit avec celui du débit injecté pour définir la vitesse de montée de l'hydrogramme. On a vu précédemment (§5.2.4) que le facteur de décalage peut dépendre de cette vitesse de montée, mais aussi d'autre paramètres, tels que le nombre de Froude de l'écoulement initial, et, dans cette série de simulation à pente constante, avec la vitesse d'advection liée au débit injecté. Malgré de multiples tentatives il n'a pas été possible de trouver une formulation satisfaisante pour dissocier ces interactions et encore moins sous forme adimensionnelle. En particulier la vitesse de montée exprimée en variation de débit n'est qu'un indicateur de variations de tirant d'eau et de vitesse, qui elles-mêmes devraient être adimensionnalisées.

En revanche il apparait que la vitesse de montée de l'hydrogramme exprimée en valeur absolue constitue un bon facteur explicatif du facteur de décalage, en particulier si on lui adjoint le débit de pointe d'eau injectée: les valeurs de débit les plus fortes produisent les décalages les plus faibles pour une vitesse de montées donnée. Sur la *Figure 200* on distingue des groupes de points assez homogènes, qui définissent des relations entre *Fdp(5 000)*, dQ_{EP}/dt et Q_{EP}.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

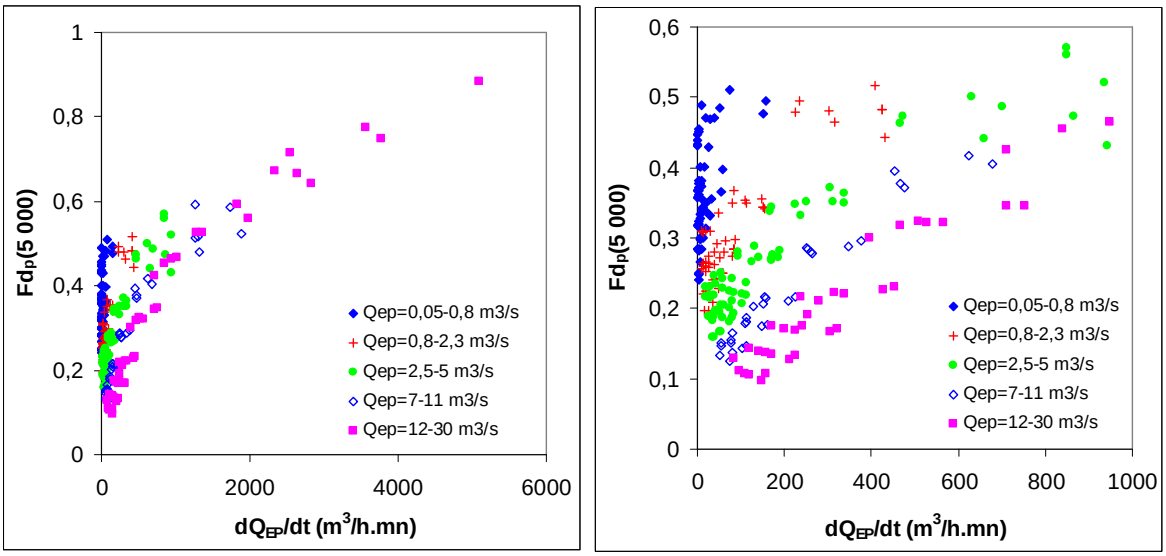


Figure 200 : Relations entre le facteur de décalage *Fd_p(5 000)* observé lors des simulations à pente variable avec la vitesse initiale de montée de l'hydrogramme injecté pour différentes valeurs du débit total maximum (gamme complète à gauche, zoom sur la gamme 0-1 000 m^3/h.mn à droite)

Le mode d'action du débit injecté reste à élucider. Il ne semble pas que la modification de la vitesse d'advection joue un rôle essentiel, comme le montre la comparaison entre la *Figure 201a* et la *Figure 201b* : l'effet très net du débit total n'apparaît pas sur la figure de droite où le débit total est remplacé par le rapport V_{min}/V_{max}. Le rapport Q_{EP}/Q_{EU} ne semble pas non plus déterminant (*Figure 202*). En revanche les alignements de points que l'on distingue sur la *Figure 201a* correspondent à des mêmes durées d'injection.

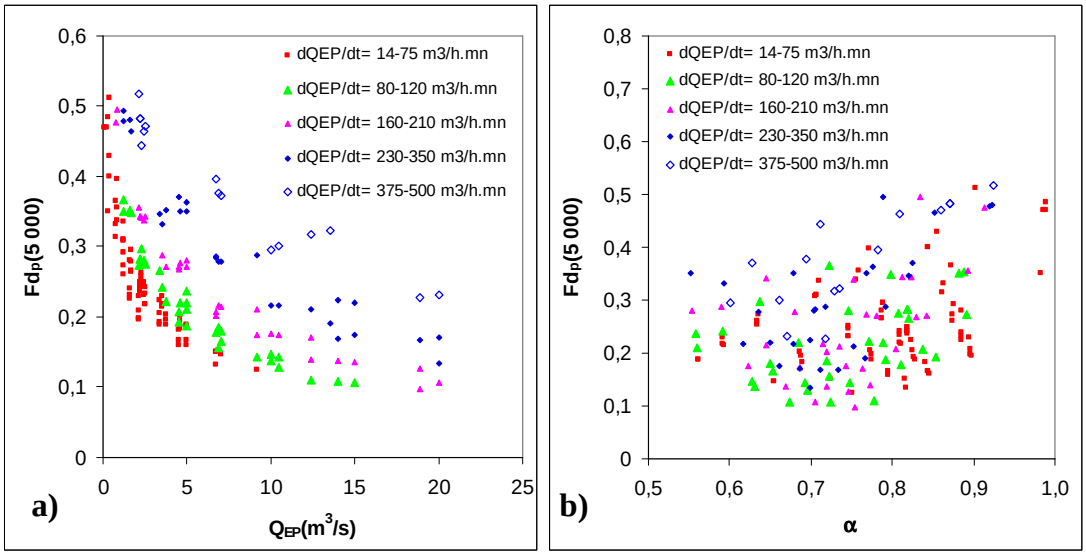


Figure 201 : Relations entre le facteur de décalage *Fd_p(5 000)* observé lors des simulations à pente variable avec la débit total maximum (a) à gauche) ou la rapport V_{min}/V_{max} (b) à droite), pour différentes valeurs de la vitesse initiale de montée de l'hydrogramme

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

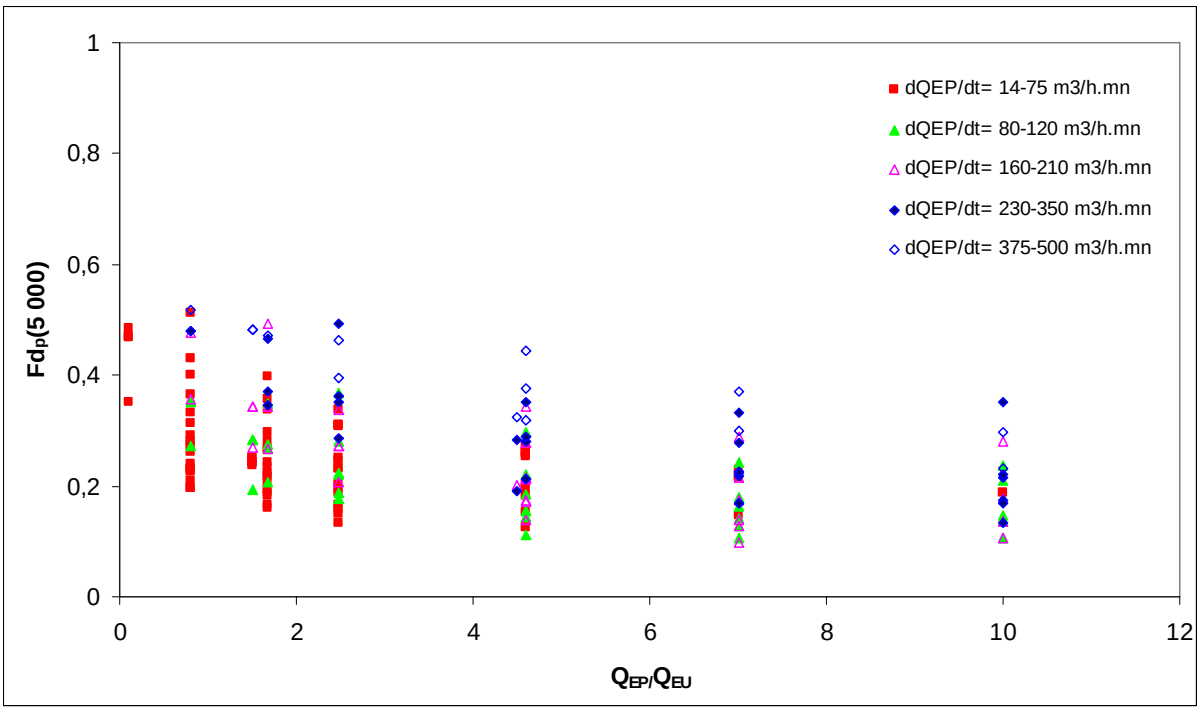


Figure 202 : Relations entre le facteur de décalage *Fd_p(5 000)* observé lors des simulations à pente variable avec le rapport du débit maximum injecté au débit permanent pour différentes valeurs de la vitesse initiale de montée de l'hydrogramme

5.3 Synthèse

La *Figure 203* résume les résultats obtenus pour l'ensemble des simulations, à pente fixe ou à pente variable. On voit que les gammes de paramètres couvertes par les deux types de simulations sont très différentes. Les simulations à pente variable (*§5.2.4*) ont permis de bien appréhender l'influence de l'écoulement initial, caractérisé par son nombre de Froude, en combinaison avec la vitesse de montée de l'hydrogramme injecté : les valeurs du nombre de Froude les plus faibles impliquent un tirant d'eaux usées et donc une célérité élevée, et conduisent à un décalage important entre hydrogramme et pollutogramme. Des vitesses de montées de l'hydrogramme élevées conduisent au même résultat par des voies qui restent à préciser.

Les simulations à pente fixe ont permis de parcourir une gamme beaucoup plus large de vitesse de montée, en faisant varier la durée et l'amplitude de l'injection, mais en restant dans une gamme restreinte de valeurs de *Fr*. L'influence de la vitesse de montée de l'hydrogramme est confirmée, surtout pour les valeurs les plus élevées correspondant aux durées d'injection les plus courtes, mais apparait (*§5.2.5.3*) que la valeur du débit injecté a également une influence propre, indépendante de son action sur la vitesse de montée gradient. Cette influence est due à l'augmentation de la vitesse d'advection de la masse injectée. Le rapport

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

du débit injecté au débit d'eaux usées pourrait également jouer un rôle, par l'intermédiaire des volumes mis en jeu.

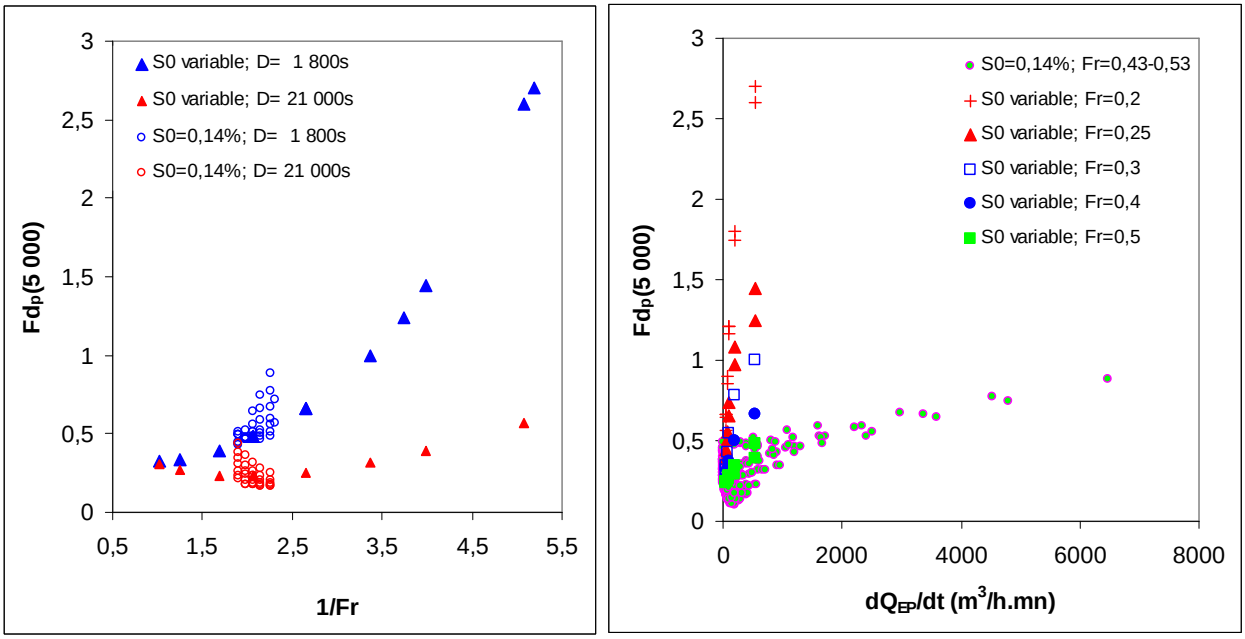


Figure 203 : Synthèse des résultats obtenus lors des simulations à pente fixe et à pente variable.
a) Influence du nombre de Froude de l'écoulement initial (« eau usée»)
b) influence de la vitesse de variation du débit injecté (« eau pluviale »)

Les travaux futurs devront se concentrer sur ces trois éléments (écoulement initial, importance absolue et relative de l'injection, dynamique de l'injection) pour les caractériser d'une manière prédictive vis-à-vis du facteur de décalage et transposable à d'autres configurations d'écoulement.

6 CONCLUSION

Ce chapitre exploratoire a permis de progresser dans la compréhension des phénomènes de décalage temporel entre hydrogramme et pollutogramme et d'effet piston. Ces phénomènes sont les deux manifestations d'un même mécanisme, à savoir la « compression » puis l'accélération de l'eau présente dans la canalisation à l'avant du volume injecté. Ce mécanisme propage le front (ou l'onde) de débit avec une célérité supérieure à la vitesse d'advection de la masse injectée. Cette onde de débit a une concentration égale à celle qui était initialement présente dans la canalisation, par exemple celle des eaux usées, et on peut donc observer une augmentation de flux sans variation de concentration : c'est l'effet piston.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La définition d'un facteur de décalage adimensionnel et assez indépendant de l'abscisse de la section d'observation a permis de réaliser une étude de sensibilité et de l'interpréter en s'appuyant sur une analyse théorique très simplifiée. Parmi les facteurs explicatifs testés, la pente ou le nombre de Froude de l'écoulement initial ont une grande influence sur le décalage temporel entre les pointes de l'hydrogramme et du pollutogramme. Ces facteurs déterminent la célérité de propagation de l'onde de débit et leur effet était prévisible, au moins qualitativement.

L'influence décisive de la durée de l'hydrogramme injecté, ou plutôt de la vitesse de variation de débit qui lui est associée, était prévisible, mais son étude théorique n'a rien de trivial. Cette influence a pu être quantifiée en valeur absolue (conjointement avec le débit maximum injecté) mais aucune expression adimensionnelle n'a pu être identifiée.

Le rapport de vitesses ($\alpha = V_{min}/V_{max}$) testé n'a pas eu les capacités explicatives escomptées, d'autant plus qu'il varie relativement peu, et sous l'influence de multiples paramètres (Q_{EU}, Q_{EP}/Q_{EU}, $S0$, durée d'injection). On peut déceler des variations du facteur de décalage en fonction de α, mais les interactions avec le nombre de Froude et la durée d'injection déterminent fortement ces relations. Il est possible que les approximations qui ont abouti à la définition de ce rapport se soient trop éloignées de la réalité des phénomènes : même dans le cas très simple que nous avons étudié, les vitesses observées dans une section ne suffisent peut-être pas à représenter l'ensemble des valeurs qui ont déterminé la propagation de l'hydrogramme et du pollutogramme du point d'injection jusqu'à cette section dans toutes les conditions de simulation. Il se peut également qu'un raisonnement basé exclusivement sur des vitesses et des célérités atteignent leurs limites lorsque les hydrogrammes à propager représentent des volumes importants vis-à-vis du volume disponible à l'aval du point d'injection : le rapport Q_{EP}/Q_{EU} s'est avéré explicatif pour certaines simulations.

En perspectives, une analyse plus hydraulique des phénomènes sera nécessaire pour comprendre les interactions entre paramètres et leurs effets sur les temps de transfert du pollutogramme d'une part, et de l'hydrogramme d'autre part. Elle devra s'appuyer sur une gamme de simulations adaptée et étendue (notamment en faisant varier la largeur et la forme du canal, pour dissocier les effets de vitesse et de tirant d'eau et vérifier la capacité explicative du nombre de Froude). Un premier objectif sera de mieux cerner l'effet de la dynamique de l'hydrogramme injecté, en termes de tirant d'eau et de vitesse, et de le paramétrer par des

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

facteurs adimensionnels. D'autre part il s'agira de vérifier notamment par des bilans de matière si le volume d'eau initialement présent dans le canal est susceptible d'être un facteur limitant à la célérité de propagation du débit, en fonction du débit ou du volume injecté.

Enfin la mise au point d'une représentation graphique pédagogique permettant de visualiser l'évolution des masses d'eau et de leur vitesse serait très utile pour faciliter l'assimilation de ces phénomènes difficiles à appréhender intuitivement.

De plus, une fois la configuration d'un collecteur unique avec une injection unique est maîtrisée, on pourra alors passer à l'étude d'apports répartis et de systèmes ramifiés.

Une fois résolu le problème direct du transfert, il restera à aborder la question de l'inversion en termes de transfert et de production. Ce chapitre nous a déjà fourni quelques indications.

La première est que la différence de temps de transfert entre concentration et débit peut induire des phénomènes de type « first flush » (effet piston) ou « last flush » (eaux pluviales plus polluées que les eaux usées) en termes de flux, mais pas en termes de concentration. On aura donc intérêt de conduire les analyses de transfert en termes de concentration plutôt qu'en flux (à condition d'avoir une idée sur la concentration à la production), afin de neutraliser l'effet piston. Si on veut interpréter des flux, il faudra de réaliser des analyses qui permettent de discriminer les particules des eaux usées de celles des dépôts ou des eaux de ruissellement.

Le deuxième résultat est que les différences de temps de transfert entre concentration et débit sont très sensibles dans la configuration étudiée : une avance de la concentration sur le débit ne peut être associée qu'à une source proche, dont le débit propre serait masqué par la suite de l'hydrogramme du bassin versant. Plus généralement la prise en compte des phénomènes de transfert parallèlement à ceux de production pourrait s'avérer essentielle pour comprendre et prédire la dynamique des flux polluants à l'échelle intra-événementielle. Ce point reste cependant à confirmer pour des configurations de réseau plus réalistes que celle qui a été étudiée dans ce chapitre.

Enfin la vitesse de montée de l'hydrogramme apparaît comme un paramètre clé pour interpréter ces phénomènes de transfert : les vitesses les plus grandes induisent les décalages les plus importants, surtout pour les événements de faible amplitude.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

CONCLUSIONS GENERALES ET PERSPECTIVES

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Retour sur le contexte et les objectifs

La maitrise de la pollution liée aux rejets urbains de temps de pluie (RUTP) a pris une place croissante dans les problèmes d'assainissement, relayée par un cadre réglementaire de plus en plus strict avec notamment l'obligation du retour au bon état écologique des milieux récepteurs d'ici 2015 imposée par la directive cadre européenne sur l'eau de 2000

On ne dispose pas à l'heure actuelle de modèles permettant de décrire et de prévoir de manière satisfaisante les flux polluants générés et transportés lors des événements pluvieux et susceptibles d'être rejetés dans les milieux aquatiques. Ceci est dû à un manque de compréhension des phénomènes impliqués, lui-même dû à la rareté de jeux de donnés échantillonnés à pas de temps court sur les flux de contaminants et de leurs vecteurs transitant dans les réseaux d'assainissement pour une large gamme de régimes hydrauliques.

Dans ce contexte, cette thèse a eu pour principal objectif de mettre à profit les bases de données acquises dans le cadre des observatoires français en hydrologie urbaine pour valider et améliorer les connaissances sur les flux et les sources de particules, vectrices de contaminants, en réseaux d'assainissement unitaire.

Les conclusions obtenues peuvent être structurées en trois points :

1. Représentativité de la turbidité comme outil d'analyse du transport solide en réseau ;
2. Analyse des masses de particules à l'échelle événementielle ;
3. Dynamique des flux et des concentrations à l'échelle intra-événementielle.

Représentativité de la turbidité :

Elle a été abordée en prenant comme référence les analyse de MES réalisées en laboratoires, bien que celles-ci ne soient pas exemptes d'incertitudes et de défauts. Pour ce faire nous avons privilégié l'étude du rapport MES/turbidité car il a une signification physique et il caractérise la nature des particules en suspension. Nous avons comparé cette approche à une approche plus classique par régression linéaire, et vérifié que l'introduction d'un paramètre supplémentaire (l'ordonnée à l'origine) n'est pas indispensable. Les données utilisées proviennent de séries de prélèvements réalisés par l'IFSTTAR sur deux sites unitaires de

l'ONEVU (Cordon Bleu et Saint-Mihiel), et couvrant quelques journées de temps sec et plusieurs dizaines d'événements pluvieux.

En temps sec nous confirmons la faible variabilité intra- et inter-journalière de ce rapport sur un site donné et d'un site à l'autre.

En temps de pluie la variabilité inter-événementielle est prépondérante. En particulier les événements très intenses (>10 mm en une heure) se distingue par une valeur sensiblement plus élevée du rapport MES/turbidité pour tous les points échantillonnés. Ceci pourrait être expliqué par la nature différente des particules mobilisées par ces événements. Cette différence de nature est confirmée par l'analyse du rapport DCO/MES. En revanche l'homogénéité apparente des particules au cours de chaque événement reste difficile à expliquer. Elle est également observée sur les événements plus courants.

En dehors des événements très intenses, on ne parvient pas à expliquer les variations du rapport MES/turbidité par des paramètres décrivant la pluviométrie.

Les variations inter-événementielle du rapport MES/turbidité induisent des erreurs systématiques non négligeables (intervalle de confiance de l'ordre de 30% de la moyenne) sur les masses événementielles si on les calcule à partir d'une valeur du rapport calculée sur l'ensemble des événements (par régression linéaire sans terme constant). Ces erreurs ne sont pas rédhibitoires mais elles doivent être estimées par une méthode spécifique. Nous avons développé une telle méthode, sur la base de simulations de Monte-Carlo.

Ces variations du rapport MES/turbidité ne sont pas pénalisantes pour décrire les dynamiques intra-événementielles des flux et des concentrations à condition d'exprimer ceux-ci sous forme relative, normalisée par les valeurs moyennes événementielles.

La perspective la plus immédiate est de confirmer ces résultats sur d'autres jeux de données (à constituer) en réseau unitaire et de généraliser l'analyse à des réseaux séparatifs pluviaux. Dans un deuxième temps, on pourra chercher à caractériser directement la nature des particules au cours d'un événement, et peut être même à coupler différents types de mesure en continu pour détecter des variations de qualité et non plus seulement de concentration.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Enfin l'acquisition conjointe de mesures en continu de turbidité et de prélèvements, ceux-ci étant effectués en nombre limité à des moments stratégiques, peut être une voie d'amélioration de la précision de la conversion turbidité - MES lorsque cela s'avérerait nécessaire.

Masses et concentrations événementielles

Les variations inter-événementielles ont été analysées essentiellement à partir des données disponibles sur les sites OPUR de Marais, Quais et Clichy, avec une généralisation sur le site OTHU d'Ecully. Ces quatre bases de données cumulent plusieurs centaines d'événements pluvieux et autant de journées sèches. Ces données ont permis l'élaboration de plusieurs modèles stochastiques, pour caractériser les sources et les effluents à l'exutoire des bassins versants. Une attention particulière a été portée à la modélisation des dispersions en évaluant le mieux possible les covariances entre les variables.

Sur les sites de Quai (402 ha) et de Clichy (942 ha), l'homogénéité des volumes et des masses moyens inter-événementiels (normalisés par la surface imperméable) est confirmée. Cela implique une homogénéité de la densité des sources entre ces bassins versants.

De plus nous constatons une forte corrélation entre les volumes, les masses et les concentrations moyennes observées sur les deux sites lors des différents événements. Cette cohérence des concentrations moyennes événementielles montre qu'elles ne sont pas aléatoires. Pourtant on ne parvient pas à les prévoir à partir des caractéristiques des événements pluvieux.

En revanche la masse transportée par un événement pluvieux peut être prédite avec une assez bonne précision à partir d'une connaissance du volume ($\rho^2 = 0,78$). Les variations de concentration sont réelles et importantes mais contribuent donc relativement peu aux variations des masses d'un événement à l'autre. Ce résultat est explicité par une analyse de variance adaptée au cas particulier d'un produit de variables corrélées. Il ne signifie pas pour autant que l'on puisse prévoir la masse d'un événement donné à partir du seul volume, mais que l'ordre de grandeur de cette masse sera bien évalué vis à vis de la gamme des variations observée sur l'ensemble des événements échantillonnés. Pour y parvenir il faut au préalable avoir constitué un jeu de données suffisant pour construire la régression entre masses et volumes, car celle-ci n'est pas connue a priori: une mesure en continu de turbidité est utile pour mener à bien cette tâche.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Nous avons ensuite cherché à établir un bilan pour évaluer la contribution du dépôt à partir des flux à l'exutoire et des entrées d'eaux usées et d'eaux de ruissellement.

La contribution des dépôts aux flux de temps de pluie est importante mais variable (entre 20 et 80% de la masse à l'exutoire selon l'événement), y compris sur le site d'Ecully réputé exempt de dépôts (grossiers). Ceci confirme que les problématiques d'ensablement et pollution de temps de pluie ne sont pas nécessairement liées.

Bien qu'elle représente une masse importante à l'échelle d'un événement, cette contribution ne représente que 12 % de la masse d'eau usées l'échelle de l'année, et correspond à un volume limité à l'échelle du linéaire des ouvrages (5 mm d'épaisseur si on la répartit sur le collecteur de Clichy)

Le volume reste un facteur explicatif de cette contribution, mais il est moins efficace que pour la masse totale. Cela peut être en partie dû à l'incertitude de l'estimation indirecte de la contribution des dépôts à partir d'un bilan.

En termes de perspectives, la priorité est de parvenir à localiser les sites d'accumulation de dépôts et à identifier la nature des stocks mobilisables. On pourra alors chercher à comprendre les mécanismes de constitution et de remobilisation de ces stocks.

Parallèlement une voie de compréhension des cohérences spatiales observées pourrait être une analyse morphologique détaillée des collecteurs sur la base de critères liés à la production et au transfert de particules dans le réseau.

Pour améliorer la précision des estimations de la contribution du stock et peut-être développer des modèles globaux permettant de les prévoir, il faut progresser dans la connaissance des flux entrant dans le réseau par temps sec (eaux usées) et par temps de pluie (eaux de ruissellement)

Dynamique des flux et des concentrations à l'échelle intra-événementielle

La disponibilité d'enregistrement à pas de temps fin du débit et de la turbidité a permis d'analyser l'évolution des phénomènes au cours de chaque événement pluvieux et de proposer

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

des interprétations en relation avec les processus de production et de transfert des stocks, dont l'importance avait été mise en évidence à l'échelle événementielle. Pour la production il apparait que les hypothèses invoquées pour expliquer les observations varient considérablement d'un événement à l'autre, sans qu'elles puissent être reliées à des paramètres simples caractérisant les événements. Ainsi la définition classique de la durée de temps sec ne constitue-t'elle pas un facteur explicatif suffisant pour évaluer des stocks mobilisables. La mobilisation de ces stocks peut varier à débit égal entre la crue et la décrue, et l'épuisement de ces stocks lors de pointes de débit ou d'événement successifs peut ou non se manifester pour des raisons non élucidées.

Pour le transfert les comportements sont plus reproductibles et font souvent apparaitre une avance du pic de concentrations par rapport au pic de débit. Des sources de contaminants localisées à proximité des sources de ruissellement, ou mobilisées au passage du pic de l'hydrogrammme aboutiraient à un retard. Cela confirme la contribution importante des dépôts en réseau, et suggère une localisation relativement proche de l'exutoire et une mobilisation en début d'hydrogramme, au moins pour les évenements où ce décalage est observé. En effet d'autres comportements sont mis en évidence, avec en particulier un effectif important d'évenements présentant une dynamique complexe.

Cette diversité de comportement est difficilement reproductible par des modèles conceptuels globaux, et oriente plutôt les efforts de modélisation vers des approches plus mécanistes et spatialement distribuées. En effet l'homogénéité de comportement entre les deux bassins versants déjà mentionnée pour la production à l'échelle événementielle est confirmée pour le transfert à l'échelle intra-événementielle. La variabilité apparente des comportements obéit donc à un déterminisme qu'il reste à identifier.

Un premier pas a été fait vers la modélisation mécaniste en étudiant sur une configuration très simple les facteurs intervenant dans le retard des concentrations sur les débits évoqués plus haut. Le rôle des paramètres classiques caractérisant les vitesses d'advection et de propagation de l'onde de débit est en partie confirmé, mais leurs interactions sont complexes d'autres facteurs interviennent tels que la forme de l'hydrogramme et le volume initialement présent dans le réseau.

En termes de perspectives le développement de modèles mécanistes voire répartis demandera l'acquisition de données expérimentales sur des bassins versants de fonctionnement

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

hydraulique simple et d'une étendue suffisamment réduite pour pouvoir être décrits de manière détaillée.

Pour la modélisation il faudra s'attacher à une bonne évaluation débits issus des différentes sources et des paramètres hydrauliques déterminants vis à vis de la production et du transfert des contaminants particulaires (essentiellement les vitesses d'écoulement) en tout instant et en tout point du réseau d'assainissement. La localisation et la nature des stocks, et a fortiori leur dynamique restent des points difficiles à aborder par l'observation et pourrait être explorée dans un premier temps par simulation de divers scenarios.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

A…

Abdallah, M. (2005). Sur les méthodes de discrétisation numérique de problèmes hyperboliques non linéaires appliquées aux équations de Barré de Saint-Venant pour la modélisation de l'hydraulique en réseau d'assainissement. Thèse de doctorat à l'université Louis Pasteur - Sciences de l'Ingénieur, 2005.196 p.

Ahyerre, M. (1999). Bilans et mécanismes de migration de la pollution organique en réseau d'assainissement unitaire. Thèse de doctorat. Université Paris VI. 250p.

Ahyerre, M. (2001). Deposits in sewer networks, a significant source of storm water pollution. Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau, 21-27.

Ahyerre, M., and Chebbo, G. (2002). Identification of in-sewer sources of organic solids contributing to combined sewer overflows. Environmental Technology 23, 1063-1073.

Ahyerre, M., Chebbo, G., Tassin, B., and Gaume, E. (1998). Storm water quality modelling, an ambitious objective? Water Science and Technology 37, p. 205-213.

Ahyerre, M., Oms, C., and Chebbo, G. (2001). The erosion of organic solids in combined sewers. Water Science and Technology 43, 95-102.

Alex, J., G. Langergraber, M. Ahnert, D.J. Darrenmatt, C. Keysers, M. Reichel, and Schmuck, S. (2011). Applications for a semi mechanistic dry weather influent model, Watermatex 2011 in San Sebastian, Poster-Proceedings, pp 699-707.

Allenvi.fr. (2011). Le système d'observation et d'expérimentation URBIS. Lien : http://www.allenvi.fr/?page_id=788. Dernière consultation le 31 Mars 2012.

Alley, W.M., and Smith, P.E. (1981). Estimation of accumulation parameters for urban runoff quality modeling. Water Resources Research, Volume 17, Issue 6, pages 1657–1664.

Arambourou, H. (2008). Caractérisation du fonctionnement d'un ouvrage de stockage décantation des eaux pluviales urbaines : cas de la galerie de stockage décantation Tolbiac-Masséna. stage de master 2 recherche SAGE à l'école des ponts et chaussées.

Arthur, S., Ashley, R.M., and Nalluri, C. (1996). Near bed solids transport in sewers. Water Science and Technology 33, 69-76.

Artieres, O. (1987). Les dépôts en réseau d'assainissement unitaire. Thèse de doctorat, Université Louis Pasteur de Strasbourg, ENITRTS, 214p.

Ashley, R., Bertrand-Krajewski, J.L., and Hvitved-Jacobsen, T. (2005). Sewer solids - 20 years of investigation. Water Science and Technology 52, 73-84.

Ashley, R., Crabtree, B., Fraser, A., and Hvitved-Jacobsen, T. (2003). European research into sewer sediments and associated pollutants and processes. Journal of Hydraulic Engineering-Asce 129, 267-275.

Ashley, R.M., Hvitved-Jacobsen, T., and Bertrand-Krajewski, J.L. (1999). Quo vadis sewer process modelling? Water Science and Technology 39, 9-22.

Aumond, M., and Joannis, C. (2006). Continuous monitoring of turbidity of wastewater in a separate sanitary sewer: practical set-up and first results. Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau, 121-128.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Aumond, M., and Joannis, C. (2008). Processing sewage turbidity and conductivity recorded in sewage for assessing sanitary water and infiltration/inflow discharges. In: 11th International Conference on Urban Drainage, Edinburgh, Scotland, UK, 10.

Aumond, M., and Mabilais, D. (2008). Mesure des polluants par turbidimetrie en assainissement measurements of pollutants by turbidimetry International Meeting on Measurements and Hydraulics of Sewers, 2008, F. Larrarte and H. Chanson (Eds), Hydraulic Model Report No. CH70/08, Div. of Civil Engineering, The University of Queensland, Brisbane, Australia 16.

Aumond, M., Piatyszek, E., Faure, D., and Joannis, C. (2001). Laboratoire Central des Ponts et Chaussées, RHEA, Nancy Centre International de l'Eau. Méthodes automatisées de validation de résultats de mesures de débit en réseaux d'assainissement.

B…

Bach, P.M., McCarthy, D.T., and Deletic, A. (2010). Redefining the stormwater first flush phenomenon. Water Research 44.

Bachoc, A. (1992). Le transfert des solides dans les réseaux d'assainissement unitaires. Thèse de doctorat. Institut National Polytechnique de Toulouse. 281p. + annexes.

Baer, E., Le Gauffre, P., Barraud, S., and Bertrand Krajewski, J.L. (2005). APUSS Deliverable 10: Proposal of a methodology to compare investment strategies accounting for infiltration / exfiltration problems and application to a semi-virtual case study. Villeurbanne (France): INSA de Lyon, URGC, APUSS final report, revised version, July 2005, 64 p.

Ball, J., Wojcik, A., and Tilley, J. (2000). Stormwater Quality from Road Surfaces - Monitoring of the Hume Highway at South Strathfield, Research Report 204, Water Research Laboratory, School of Civil and Environmental Engineering, The University of New South Wales.

Bares, V., Stransky, D., Sykora, and P. (2011). Evaluation of sewer infiltration/inflow using COD mass flux method: case study Prague. In: 12th International Conference on Urban Drainage, Porto Alegre/Brazil.

Becouze, C. (2010). Caractérisation et estimation des flux de substances prioritaires dans les rejets urbains par temps de pluie sur deux bassins versants expérimentaux. Thèse. Villeurbanne : Institut National des Sciences Appliquées de Lyon.

Becouze-Lareure, C., Dembélé, A., Coquery, M., Cren-Olivé, C., and Bertrand-Krajewski, J.-L. (2011). Mass balances of priority pollutants from different sources in urban wet weather discharges. In: 12th International Conference on Urban Drainage, Porto Alegre/Brazil, 11-16 September 2011, 8.

Behera, P.K., James Y. Li, and Adams., B.J. (2000). Characterization of Urban Runoff Quality: A Toronto Case Study". In: Applied Modeling of Urban Water Systems. Guelph, Ontario: Computational Hydraulics International: (James W. Ed.) CHI.

Bellefleur, D. (1989). Suivi d'un réseau d'assainissement unitaire. Synthèse de deux campagnes de mesure. TSM L'Eau, 84ème année, n°11, p. 561-572.

Bertrand Krajewski, J.L., Joannis, C., Chebbo, G., Ruban, G., Métadier, M., and Lacour, C. (2010). Comment utiliser la turbidité pour estimer en continu les concentrations en MES et/ou DCO: Une approche méthodologique pour les réseaux d'assainissement. TSM. Techniques sciences méthodes, France, pp. 36-46.

Bertrand-Krajewski, J.-L., and Chebbo, G. (2004). Méthode de dimensionnement et ordres de grandeur des ouvrages de traitement des rejets urbains de temps de pluie. Actes du colloque ASTEE-SHF "Les bassins de stockage-décantation en réseau d'assainissement", Paris, France, 27 janvier 2004, 17 p.

Bertrand-Krajewski, J.-L., Laplace, D., Joannis, C., and Chebbo, G. (2000). Mesures en hydrologie urbaine et assainissement. Edition TEC & DOC/Lavoisier (ISBN 2743003804). 793p.

Bertrand-Krajewski, J.L. (1992). Modélisation conceptuelle du transport solide en réseau d'assainissement unitaire. Thèse de doctorat à l'Université de Strasbourg 1. 205p.

Bertrand-Krajewski, J.L. (2002). Modelling of pollutant loads in urban drainage: evolution since the 1960s and trends for the 2000s. Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau, 103-109.

Bertrand-Krajewski, J.L. (2004). TSS concentration in sewers estimated from turbidity measurements by means of linear regression accounting for uncertainties in both variables. Water Science and Technology 50, 81-88.

Bertrand-Krajewski, J.L. (2007). Stormwater pollutant loads modelling: epistemological aspects and case studies on the influence of field data sets on calibration and verification. Water Science and Technology 55, 1-17.

Bertrand-Krajewski, J.L., Barraud, S., Kouyi, G.L., Torres, A., and Lepot, M. (2008). On-line monitoring of particulate pollutant loads in urban sewer systems : stakes, methods, example of application. La Houille Blanche, 49-57.

Bertrand-Krajewski, J.L., Chebbo, G., and Saget, A. (1998). Distribution of pollutant mass vs volume in stormwater discharges and the first flush phenomenon. Water Research 32, 2341-2356.

Besse, P., Pouessel, M., Soubestre, P., Le Pluart, A., and Bechac, J. (1989). L’assainissement collectif en Ille-et-Vilaine, Détermination statistique de l’équivalent habitant en milieu rural. Techniques Science et Méthode, septembre 1989.

Bindi, C. (2006). Dictionnaire pratique de la métrologie - Mesure, essai et calculs d'incertitudes. Edition AFNOR (19 Janvier 2006, ISBN 2124607227), 350p.

Boller, M. (2004). Towards sustainable urban stormwater management. Journal of Creative Water and Wastewater Treatment Technologies for Densely Populated Urban Areas, Volume 4, Issue 1.

Braun, H.I. (ed.) (1994). The collected works of John W Tukey Vol. VIII. Multiple comparisons : 1948-1983. Chapman and Hall, London. 476p.

Bujon, G., and Herremans, L. (1990). FLUPOL, modèle de prévision des débits et des flux polluants en réseaux d’assainissement par temps de pluie, calage et validation. La Houille Blanche, n° 2, p. 123-139.

Butler, D., Friedler, E., and Gatt, K. (1995). characterizing the quantity and quality of domestic waste-water inflows. Water Science and Technology 31.

Butler, D., and Graham, N. (1995). ”Modeling Dry Weather Wastewater Flow in Sewer Networks.” J. Environ. Eng., 121(2), 161–173.

Bécares, E., Soto, F., and Sotillos-Blas, J. (2009). Wastewater characteristics and pre-treatment efficiency in small localities in north-west Spain. Desalination and Water Treatment, 4(1-3), pp. 12-15.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

C…

CANOE. (1999). CANOE: Logiciel d'hdrologie urbaine, concenption et évaluation de réseaux d'assainissement, simulation des pluies, des écoulements et de la qualité des eaux. Manuel de l'utilisateur. 469 p.

Celestini, R., Silvagni, G., Spizzirri, M., and Volpi, F. (2007). Sediment transport in sewers. Water Resources Management IV 103, 273-282.

Chebbo, G. (1992a). Solides des rejets pluviaux urbains. Caractérisation et traitabilité, . Thèse de doctorat, Ecole Nationale des Ponts et Chaussées.

Chebbo, G. (1992b). Solides des rejets pluviaux urbains. Caractérisation et traitabilité (Solids in urban wet weather discharges: characterization and treatment), PhD Thesis, Ecole Nationale des Ponts et Chaussées, Paris, France (in French).

Chebbo, G., Bachoc, A., Laplace, D., and Leguennec, B. (1995). The transfer of solids in combined sewer networks. Water Science and Technology 31, 95-105.

Chebbo, G., Gromaire, M.C., Moilleron, R., Varrault, G., Aires, N., Constant, A., and Rousselot, O. (2006). Présentation du programme de recherche " Variabilité spatiale des caractéristiques et des origines des polluants dans un réseau d'assainissement unitaire "." Techniques Sciences et Méthodes, Dossier " Gestion des eaux pluviales en milieu urbain ". 11 (2006): 11–22.

Chiew, F.H.S., and McMahon, T.A. (1999). Modelling runoff and diffuse pollution loads in urban areas. Water Science and Technology, 39(12), p.241–248.

Chocat, B. (1997). Encyclopédie de l’hydrologie urbaine et de l'assainissement., ed. E. 92., Paris, France : Technique et Documentation, 1136.

Ciarlet, P.G. (2001). Introduction à l'analyse numérique matricielle et à l'optimisation. Masson, coll. Math. Appl. pour la Maîtrise.

Coghlan, B. (1995). Solids transport in combined sewerage systems. Thèse de doctorat. Ecosse: Université de Abertay Dundee, 1995, 216 p.

Cook, R.D. (2000). Detection of influential observation in linear regression. Technometrics 42, 65-68.

Crabtree, R.W. (1989). SEDIMENTS IN SEWERS. Journal of the Institution of Water and Environmental Management 3, 569-578.

D…

Davis, J.P., Clarke, B.A., Whiter, J.T., and Cunningham, R.J. (2001). Factors influencing the structural deteriortion and collapse of rigid sewer pipes. Urban Water, 2001, vol. 3, n° 4, pp. 73-89.

Degrémont. (1989). "Mémento technique de l’eau." Edition du cinquantenaire. Neuvième édition. Tome 1, 592 p.

Deletic, A. (1998). The first flush load of urban surface runoff. Water Research Volume 32, N°8, pp.2462-2470.

Deletic, A., Ashley, R., and Rest, D. (2000). Modelling input of fine granular sediment into drainage systems via gully-pots. Water Research Volume 34, N° 15, pp.3836-3844.

Deletic, A.B., and Maksimovic, C.T. (1998). Evaluation of water quality factors in storm runoff from paved areas. Journal of Environmental Engineering-Asce 124, 869-879.

Deletic, A.B., Maksimovic, C.T., and Ivetic, M. (1997). Modelling of storm wash-off of suspended solods from impervious surfaces. Journal of Hydraulic Research. Vol. 35, nº 1, 1997, pp 99-118.

Dembele, A., Bertrand-Krajewski, J.L., and Barillon, B. (2010). Calibration of stormwater quality regression models: a random process? Water Science and Technology 62, 875-882.

Dembele, A., Bertrand-Krajewski, J.L., Becouze, C., and Barillon, B. (2011). A new empirical model for stormwater TSS event mean concentrations (EMCs). Water science and technology : a journal of the International Association on Water Pollution Research 64, 1926-1934.

Dembélé, A. (2010). MES, DCO et polluants prioritaires des rejets urbains de temps de pluie : mesure et modélisation des flux événementiels. Thèse de doctoral au LGCIE, INSA de Lyon. 256 pages.

Dembélé, A., Bertrand-Krajewski, J.-L., and B., B. (2009). Chronological evolution and sensitivity to the experimental data of calibration and test of stormwater quality regression models. Proceedings of the 8th UDM - International Conference on Urban Drainage Modelling, Tokyo, Japan, 7-12 September, 8 p.

Deroubaix, J.-F. (2010). Efficacité de la récupération des eaux de pluie dans la réduction des débordements de réseaux. Le cas du « Village Parisien » à Champigny sur Marne (Ile de France). Novatech 2010, Lyon-France. 10 p.

Desutter, R. (2000). Erosion and transport of cohesive sediment mixtures in unsteady flow. PhD thesis, Gent Universiteit, Belgique. 283p.

DHI. (2000). MOUSE TRAP technical reference, Version 2000.

Diaz-Ferros, T., Puerta, J., Suarrez, J., and Diaz-Ferros, V. (2002). Contaminant loads of CSOs at the wasterwater treatment plant of a city in NW Spain. Urban Water, vol. 4, p291-299.

Dotto, C.B.S., Deletic, A., and Fletcher, T.D. (2009). Analysis of parameter uncertainty of a flow and quality stormwater model. Water Science and Technology V60, pp.717-725.

Dotto, C.B.S., Mannina, G., Kleidorfer, M., Vezzaro, L., Henrichs, M., McCarthy, D.T., Freni, G., Rauch, W., and Deletic, A. (2012). Comparison of different uncertainty techniques in urban stormwater quantity and quality modelling. Water Research 46, pp. 2545–2558.

Driver, N., and Tasker, G. (1990). Techniques for estimation of storm-runoff loads, volumes, and selected constituent concentrations in urban watersheds in the United States. U.S. G.P.O. (Washington and Denver, CO.).

Driver, N.E., and Troutman, B.M. (1989). Regression-models for estimating urban storm-runoff quality and quantity in the united-states. Journal of Hydrology 109, 221-236.

Duncan, H.P. (1999). Urban Stormwater Quality: A Statistical Overview, Report 97/1 Cooperative Research Centre for Catchment Hydrology. Melbourne, 1999.

E…

2000/60/EC. Directive of the European Parliament and of the Council n°2000/60/EC establishing a framework for the community action in the field of water policy. Offcial Journal of the European Communities from 22.12.2000, 327/1, 327/72.

Ellis, J.B., and Hvitved Jacobsen, T. (1996). Urban drainage impacts on receiving waters. J. Hydraul. Res. 34, 771-783.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

EPA. (1983). United States Environmental Protection Agency (EPA). Results of the Nationwide Runoff Program. Water Planning Division, PB 84-185552. Washington D.C: EPA.

EPA, N. (2005). Alex Maestre and Robert Pitt, The National Stormwater Quality Database, Version 1.1. A Compilation and Analysis of NPDES, Stormwater Monitoring Information. Department of Civil and Environmental Engineering. The University of Alabama Tuscaloosa, AL 35294.

Escofier, B., and Pagès, J. (2008). Analyse factorielles simples et multiples : Objectifs, méthodes et interprétation. Dunod, Paris.

F…

Finaud-Guyot, P. (2009). Modélisation macroscopique des inondations fluviales et urbaines : Prise en compte des écoulements directionnels et des échanges lit majeur - lit mineur., Université de Montpellier.

Fletcher, T.D., and Deletic, A. (2007). Statistical evaluation and optimisation of stormwater quality monitoring programmes. Water Science and Technology 56, 1-9.

Fontanazza, C.M., G. Freni, Loggia, G.L., and Notaro1, V. (2011). Definition of synthetic rainfall events for urban flooding estimation: the integration of multivariate statistics and cluster analysis. In: 12th International Conference on Urban Drainage, Porto Alegre/Brazil, 10p.

Francey, M., Fletcher, T.D., Deletic, A., and Duncan, H. (2010). New Insights into the Quality of Urban Storm Water in South Eastern Australia. Journal of Environmental Engineering-Asce 136, pp. 381-390.

French, R.H. (1985). Open-Channel Hydraulics. McGraw-Hill: New York.

Freni, G., Mannina, G., and Viviani, G. (2009). Urban runoff modelling uncertainty: Comparison among Bayesian and pseudo-Bayesian methods. Environmental Modelling & Software 24.

G…

Garnaud, S. (1999). Transfert et évolution géochimique de la pollution métallique en bassin versant urbain. Thèse de doctorat à l'école nationale des ponts et chaussées, CEREVE, 396 p.

Gasperi, J. (2006). Introduction et transfert des hydrocarbures à différentes échelles spatiales dans le réseau d'assainissement parisien. Thèse de doctorat à l'école nationale des ponts et chaussées. 272 p.

Gasperi, J., Garnaud, S., Rocher, V., and Moilleron, R. (2008a). Priority pollutants in wastewater and combined sewer overflow. Science of the Total Environment 407, pp.263-272.

Gasperi, J., Garnaud, S., Rocher, V., and Moilleron, R. (2011). Priority substances in combined sewer overflows: case study of the Paris sewer network. Water Science and Technology 63, 853-858.

Gasperi, J., Gromaire, M.C., Kafi, M., Moilleron, R., and Chebbo, G. (2010). Contributions of wastewater, runoff and sewer deposit erosion to wet weather pollutant loads in combined sewer systems. Water Research 44, 5875-5886.

Gasperi, J., Kafi-Benyahia, M., Lorgeoux, C., Moilleron, R., Gromaire, M.C., and Chebbo, G. (2008b). Wastewater quality and pollutant loads in combined sewers during dry weather periods. Urban Water Journal 5, 305-314.

Gasperi, J., Lorgeoux, C., Moilleron, R., Grommaire, M.C., and Chebb0, G. (2006). Variabilité spatiale des caractéristiques des polluants transitant par temps de pluie dans le réseau d'assainissement unitaire parisien. Techniques - Sciences - Méthodes (TSM) n°11 de 2006.

Gilbert, J.K., and Clausen, J.C. (2006). Stormwater runoff quality and quantity from asphalt, paver, and crushed stone driveways in Connecticut. Water Research 40, 826-832.

Gnecco, I., C. Berretta, Lanza, L.G., and Barbera., P.L. (2005). Storm water pollution in the urban environment of Genoa, Italy. Atmospheric Research, 77 :60–73.

Grange, D., and Deutsch, J.C. (1986). Qualité des eaux de pluie : comparaison des flux polluants avant et après ruissellement. XIXièmes journées de l'hydraulique, SHF, Paris 9-11 septembre, L'impact des activités humaines sur les eaux continentales – Question II : imperméabilisation des bassins versants, rapport n°II.2.

Gromaire, M.-M., Oms, C., Kafi-Benyahia, M., Saad, M., and Chebbo, G. (2006). Localisation, nature et dynamique des dépôts à l'interface eau-sédiments en réseau d'assainissement unitaire. Techniques Sciences et Méthodes, Dossier Gestion des eaux pluviales en milieu urbain 11, 63–72.

Gromaire, M.C., and Chebbo, G. (2001). Pollutant concentration measurement uncertainties in sewage. Houille Blanche-Revue internationale de l'eau, 109-114.

Gromaire, M.C., Chebbo, G., Cabane, P., and Bertrand-Krajewski, J.L. (2007). Operational use of urban drainage pollutant load models - Results from a French survey. Houille Blanche-Revue internationale de l'eau, 94-98.

Gromaire, M.C., Garnaud, S., Saad, M., and Chebbo, G. (2001). Contribution of different sources to the pollution of wet weather flows in combined sewers. Water Research 35, 521-533.

Gromaire-Mertz, M.C. (1998). La pollution des eaux pluviales urbaines en réseau d'assainissement unitaire. Caractéristiques et origines. Thèse de doctorat de l'Ecole Nationale des Ponts et Chaussées, Paris, 503 p. + annexes.

Gromaire-Mertz, M.C., Chebbo, G., and Saad, M. (1998). Origins and characteristics of urban wet weather pollution in combined sewer systems: The experimental urban catchment "Le Marais" in Paris. Water Science and Technology 37, 35-43.

Gromaire-Mertz, M.C., Garnaud, S., Gonzalez, A., and Chebbo, G. (1999). Characterisation of urban runoff pollution in Paris. Water Science and Technology 39, 1-8.

Gruning, H., and Orth, H. (2002). Investigations of the dynamic behaviour of the composition of combined sewage using on-line analyzers. Water Science and Technology 45, 77-83.

Gupta, K., and Saul, A.J. (1996). Suspended solids in combined sewer flows. Water Science and Technology 33, 93-99.

H…

Han, Y., Lau, S.-L., Kayhanian, M., and Stenstrom, M.K. (2006a). Characteristics of highway stormwater runoff. Water Environment Research 78, pp. 2377-2388.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Han, Y.H., Lau, S.L., Kayhanian, M., and Stenstrom, M.K. (2006b). Correlation analysis among highway stormwater pollutants and characteristics. Water Science and Technology 53, pp. 235–243.

Hannouche, A., Chebbo, G., Ruban, G., Tassin, B., Lemaire, B.J., and Joannis, C. (2011). Relationship between turbidity and suspended solids concentration within a combined sewer system. Water Science & Technology Vol 64 No 12 pp. 2445–2452.

Hannouche A., L.C. (2010). Mise en œuvre de la turbidité en réseau d'assainissement (annexe, pp.34-35). Techniques Sciences Méthodes 1/2.

Helmreich, B., Hilliges, R., Schriewer, A., and Horn, H. (2010). Runoff pollutants of a highly trafficked urban road - Correlation analysis and seasonal influences. Chemosphere 80, pp.991-997.

Helsel, D., Kim, J., Grizzard, T., Randall, C., and R., H. (1979). Land use influences on metals in storm drainage. Water Pollution Control Federation, 51(4), pp.709-717.

Henderson, F.M. (1966). Open Channel Flow (Macmillan Series in Civil Engineering). Prentice Hall: New York.

Hochedlinger, M., Kainz, H., and Rauch, W. (2006). Assessment of CSO loads - based on UV/VIS-spectroscopy by means of different regression methods. Water Science and Technology 54, 239-246.

Hoghland, W., BERNDTSSON, R., and LARSON, M. (1984). Estimation of quality and pollution load of combined sewer overflow discharge. Proceeding de la 3ème Conférence Internationale « Urban Storm Drainage », Göteborg, 4 – 8 juin, Suède, vol. 3, p. 841–850.

Houhou, J. (2009). Le réseau d'assainissement urbain : du collecteur au réacteur bio-physico-chimique. Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Lorraine, Nancy, France.

Huisman, J.L., Burckhardt, S., Larsen, T.A., Krebs, P., and Gujer, W. (2000). Propagation of waves and dissolved compounds in sewer. Journal of Environmental Engineering-Asce 126, 12-20.

Huston, R., Chan, Y.C., Gardner, T., Shaw, G., and Chapman, H. (2009). Characterisation of atmospheric deposition as a source of contaminants in urban rainwater tanks. Water Research 43, pp. 1630-1640.

I…

Isel, S. (2013). Développement de méthodologies et d'outils numériques pour la mise en place et l'exploitation de la mesure en réseau d'assainissement". Thèse de doctorat à l'ENGEES, strasbourg. Soutenance prévue 2013.

J…

Jack, A.G., Petrie, M.M., and Ashley, R.M. (1996). The diversity of sewer sediments and the consequences for sewer flow quality modelling. Water Science and Technology 33, 207-214.

Jaumouillié, P. (2003). Hétérogénités des vitesses et des concentrations dans les collecteurs d'assainissement: application à la mesure des flux polluants, Ecole doctorale des sciences physiques et de l'ingénieur,236p..

Jewell, T.K., and Adrian, D.D. (1978). SWMM stormwater pollutant washoff functions. Journal of the Environmental Engineering Division-Asce Vol. 104, No. 5, pp. 1036-1040.

Joannis, C., and Bertrand-Krajewski, J.L. (2009). Incertitudes sur un mesurande défini comme une valeur intégrée sur une fenêtre temporelle d'un signal continu discrétisé en fonction du temps - Application aux mesures hydrologiques in situ. La Houille Blanche 3, 10.

Joannis, C., Ruban, G., Aumond, M., Bertrand-Krajewski, J.L., Battaglia, P., Lacour, C., Saad, M., and Chebbo, G. (2010). Mise en œuvre de capteurs de turbidité en collecteurs d'assainissement. Techniques Sciences Méthodes, numéros 1/2.

Joannis, C., Ruban, G., Gromaire, M.C., Bertrand-Krajewski, J.L., and Chebbo, G. (2008). Reproducibility and uncertainty of wastewater turbidity measurements. Water Science and Technology 57, 1667-1673.

K…

Kafi, M., Gasperi, J., Moilleron, R., Gromaire, M.C., and Chebbo, G. (2008). Spatial variability of the characteristics of combined wet weather pollutant loads in Paris. Water Research 42, 539-549.

Kafi-Benyahia, M. (2006). Variabilité spatiale des caractéristiques et des origines des polluants de temps de pluie dans le réseau d'assainissement unitaire parisien. Thèse de doctorat de l'Ecole Nationale des Ponts et Chaussées, Paris, 343 p. + 186 p. annexe.

Kafi-Benyahia, M., Gasperi, J., Gromaire, M.C., Moilleron, R., and Chebbo, G. (2006a). Contribution des différentes sources aux flux de polluants de temps de pluie. Techniques Sciences et Méthodes 11, 15.

Kafi-Benyahia, M., Gasperi, J., Moilleron, R., Gromaire, M.C., and Chebbo, G. (2008). Spatial variability of the characteristics of combined wet weather pollutant loads in Paris. Water Research 42, 539-549.

Kafi-Benyahia, M., Gromaire, M.G., and Chebbo, G. (2005). Spatial variability of characteristics and origins of urban wet weather pollution in combined sewers. Water Science and Technology 52, 53-62.

Kafi-Benyahia, M., Gromaire, M.-C., Saad, M., and Chebbo, G. (2006b). Dynamique de transfert de l'eau et des polluants par temps sec et par temps de pluie dans un réseau d'assainissement unitaire. Techniques Sciences Méthodes, 14, pp. 73-85.

Kanso, A. (2004). Evaluation des Modèles de Calcul des Flux polluants des Rejets Urbains oar Temps de Pluie. Apport de l'Approche Bayésienne. Thèse de doctorat, Ecole Nationale des Ponts et Chaussées, Marne la Vallée, France, 245p.

Kanso, A., Chebbo, G., and Tassin, B. (2005a). Bayesian analysis for erosion modelling of sediments in combined sewer systems. Water Science and Technology 52, 135-142.

Kanso, A., Chebbo, G., and Tassin, B. (2005b). Stormwater quality modelling in combined sewers: calibration and uncertainty analysis. Water Science and Technology 52, 63-71.

Kanso, A., Tassin, B., and Chebbo, G. (2007). Evaluation of urban stormwater quality models. Houille Blanche-Revue internationale de l'eau, 99-104.

Kayhanian, M., Suverkropp, C., Ruby, A., and Tsay, K. (2007). Characterization and prediction of highway runoff constituent event mean concentration. Journal of Environmental Management 85, 279-295.

Kesserwani, G. (2008). Modélisations des équations 1D de Barré de Saint Venant par la méthode des éléments finis de type discontinus de Galerkin à discrétion temporelle de Runge-Kutta. Thèses de doctorat, Université Louis Pasteur, 225p.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Kinoshita, S., Terayama, H., Nakayama, Y., Maruyama, S., and Hashiguchi, Y. (2002). Analysis of damages caused by increased sewage during a heavy storm. Global Solutions for Urban Drainage, Proc. of the Ninth Int. Conf. on Urban Drainage, Sept 8-13 2002, Portland.

Kiureghian, A.D., and Liu, P.L. (1986). Structural reliability under incomplete probability information. Journal of Engineering Mechanics-Asce 112, 85-104.

Kleidorfer, M., Deletic, A., Fletcher, T.D., and Rauch, W. (2009). Impact of input data uncertainties on urban stormwater model parameters. Water Science and Technology 60, pp. 1545-1554.

Kleijwegt, R.A. (1992). On sediment transport in circular sewers with non cohesive deposits. Thèse de doctorat, Université de Delft. 215p. + annexes.

Klein, M. (1984). Anticlockwise hysteresis on suspended sediment concentration during individual storms : Holbeck catchment, Yorkshire, England. Catena, 11 : 251-257.

Kracht, O., and Gujer, W. (2005). Quantification of infiltration into sewers based on time series of pollutant loads. Water Science and Technology 52, 209-218.

Krebs, P., Holzer, P., Huisman, J.L., and Rauch, W. (1999). First flush of dissolved compounds. Water Science and Technology 39, 55-62.

Krejci, V., Dauber, L., Novak, B., and Gujer, W. (1987). Contribution of different sources to pollutant loads in combined sewers. In: 4th int. Conf. On « urban storm drainage ». Suisse.

L…

Lacour, C. (2009). Apport de la mesure en continu pour la gestion de la qualité des effluents de temps de pluie en réseau d'assainissement. thèse de doctorat, Universite Paris-Est, 330p.

Lacour, C., Joannis, C., and Chebbo, G. (2009a). Assessment of annual pollutant loads in combined sewers from continuous turbidity measurements: Sensitivity to calibration data. Water Research 43, 2179-2190.

Lacour, C., Joannis, C., Gromaire, M.C., and Chebbo, G. (2009b). Potential of turbidity monitoring for real time control of pollutant discharge in sewers during rainfall events. Water Science and Technology 59, 1471-1478.

Lamprea, K. (2009). Caractérisation des métaux traces, hydrocarbures aromatiques polycycliques et pesticides transportés par les retombées atmosphériques et les eaux de ruissellement dans les bassins versants séparatifs péri-urbains. Thèse de doctorat, Université de Nantes, 295p.

Langeveld, J.G., Veldkamp, R.G., and Clemens, F. (2005). Suspended solids transport: an analysis based on turbidity measurements and event based fully calibrated hydrodynamic models. Water Science and Technology 52, 93-101.

Larrarte, F. (2006). Velocity fields within sewers: An experimental study. Flow Measurement and Instrumentation 17, 282-290.

Lawler, D.M., Petts, G.E., Foster, I.D.L., and Harper, S. (2006). Turbidity dynamics during spring storm events in an urban headwater river system: The Upper Tame, West Midlands, UK. Science of the Total Environment 360, 109-126.

Lee, J.H., and Bang, K.W. (2000). Characterization of urban stormwater runoff. Water Research 34, N°6, pp. 1773-1780.

Li, L.-q., Yin, C.-q., He, Q.-c., and Kong, L.-l. (2007). First flush of storm runoff pollution from an urban catchment in China. Journal of Environmental Sciences-China 19, pp. 295-309.

Lopez-Tarazon, J.A., Batalla, R.J., Vericat, D., and Francke, T. (2012). The sediment budget of a highly dynamic mesoscale catchment: The River Isabena. Geomorphology 138, 15-28.

M…

M. Kafi-Benyahia, J.G., R. Moilleron, M. C. Gromaire, G. Chebbo. (2008). Spatial variability of the characteristics of conveyed wet weather pollutant loads in Paris. Water Research 42, 11.

Magne, G., Phan, L., Price, R., and Wixcey, J. (1996). Validation of HYDROWORKS-DM, a water quality model for urban drainage. 7th Int. Conf. On Urban Storm Drainage, Hannover, Germany, p. 1359-1364.

Maniquiz, M.C., Lee, S., and Kim, L.-H. (2010). Multiple linear regression models of urban runoff pollutant load and event mean concentration considering rainfall variables. Journal of Environmental Sciences, Volume 22, Issue 6, June 2010, pp.946-952.

Mannina, G., and Viviani, G. (2010). An urban drainage stormwater quality model: Model development and uncertainty quantification. Journal of Hydrology 381, 248-265.

Marsalek, J. (1976). Simulation of quality of urban drainage effluents. In American society of Civil Engineers ASCE, pp.564–579.

Marttila, H., and Klove, B. (2010). Dynamics of erosion and suspended sediment transport from drained peatland forestry. Journal of Hydrology 388, 414-425.

Maréchal, A. (2000). Relations entre caractéristiques de la pollution particulaire et paramètres optiques dans les eaux résiduaires urbaines Institut national polytechnique de Lorraine, Vandoeuvre-lès-Nancy, France, 284p.

Mercoiret, L. (2010). Qualité des eaux usées domestiques produites par les petites collectivités. Application aux agglomérations d'assainissement inférieures à 2 000 Equivalent Habitants. Cemagref & ONEMA (http://www.onema.fr/IMG/pdf/2010_011.pdf).

Metadier, M., and Bertrand-Krajewski, J.-L. (2010). Use of continuous turbidity measurements for the assessment of event TSS and COD loads from urban sewer systems. Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau, 77-85.

Metadier, M. (2011). Traitement et analyse de séries chronologiques continues de turbidité pour la formulation et le test de modèles des rejets urbains par temps de pluie. Thèse de doctorat au LGCIE, INSA de Lyon. 408 pages.

Metadier, M., and Bertrand-Krajewski, J.-L. (2011). The use of long-term on-line turbidity measurements for the calculation of urban stormwater pollutant concentrations, loads, pollutographs and intra-event fluxes. Water Research, In Press, Corrected Proof, Available online 22 December 2011.

Metadier, M., and Bertrand-Krajewski, J.L. (2011a). Assessing dry weather flow contribution in TSS and COD storm events loads in combined sewer systems. Water Science and Technology 63, 2983-2991.

Metadier, M., and Bertrand-Krajewski, J.L. (2011b). From mess to mass: a methodology for calculating storm event pollutant loads with their uncertainties, from continuous raw data time series. Water Science and Technology 63, 369-376.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Minella, J.P.G., Merten, G.H., Reichert, J.M., and Clarke, R.T. (2008). Estimating suspended sediment concentrations from turbidity measurements and the calibration problem. Hydrological Processes 22, 1819-1830.

Mishendo, M.I., Hovenier, J.W., and Travis, L.D. (1999). Light Scattering by Nonspherical Particules: Theory, Measurements, and Applications. Academic Press (ISBN 0124986609), 690p.

Mitchell, S.B., Lawler, D.M., West, J.R., and Couperthwaite, J.S. (2003). Use of continuous turbidity sensor in the prediction of fine sediment transport in the turbidity maximum of the Trent Estuary, UK. Estuarine Coastal and Shelf Science, 58, 645-652.

Mourad, M. (2005). Modélisation de la qualité des rejets urbains de temps de pluie : sensibilité aux données expérimentales et adéquation aux besoins opérationnels. Thèse de doctorat, INSA de lyon, France, 305 p.

Mourad, M., Bertrand-Krajewski, J.L., and Chebbo, G. (2005a). Calibration and validation of multiple regression models for stormwater quality prediction: data partitioning, effect of dataset size and characteristics. Water Science and Technology 52, 45-52.

Mourad, M., Bertrand-Krajewski, J.L., and Chebbo, G. (2005b). Sensitivity of stormwater quality models to experimental data used for calibration. Houille Blanche-Revue internationale de l'eau, 68-74.

Mourad, M., Bertrand-Krajewski, J.L., and Chebbo, G. (2005c). Sensitivity to experimental data of pollutant site mean concentration in stormwater runoff. Water Science and Technology 51, 155-162.

Mourad, M., Bertrand-Krajewski, J.L., and Chebbo, G. (2007). On the pertinent use of storm weather pollutant loads models in urban sewer systems. Houille Blanche-Revue internationale de l'eau, 105-111.

N…

Nash, J.E., and Sutcliffe, J.V. (1970). River flow forecasting through conceptual models : part IA: discussion of principles. Journal of Hydrology 10, 282-290.

Nataf, A. (1962). Détermination des distributions de probabilités dont les marges sont données., vol. 255: Comptes Rendus de l’Académie des Sciences, 42-43.

NF EN ISO 7027. (2000). Qualité de l'eau- détermination de la turbidité, "Water quality - determination of turbidity", AFNOR, Paris - France, 14 p.

Némery, J., V. Mano, O. Navratil, N. Gratiot, C. Duvert, C. Legout, P. Belleudy, A. Poirel, and Esteves, M. (2010). Retour d’expérience sur l’utilisation de la turbidité en rivière de montagne. Techniques Sciences Méthode (TSM) 1/2 2010, 61-67.

O…

Obropta, C.C., and Kardos, J.S. (2007). Review of Urban Stormwater Quality Models: Deterministic, Stochastic, and Hybrid Approaches. Journal of the American Water Resources Association, 43(6), p. 1508-1523.

Oms, C. (2003). Localisation, nature et dynamique de l’interface eau-sédiment en réseau d’assainissement unitaire. Ecole Nationale des Ponts et Chaussées, 186p.

Oms, C., Gromaire, M.C., and Chebbo, G. (2005). Nature and dynamic behaviour of organic surface layer deposits during dry weather. Water Science and Technology 52, 103-110.

Oms, C., Gromaire, M.C., Saad, M., Milisic, V., and Chebbo, G. (2008). Bed shear stress evaluation in combined sewers. Urban Water Journal 5, 219-229.

P…

Palmquist, H., and Hanaeus, J. (2005). Hazardous substances in separately collected grey- and blackwater from ordinary Swedish households. Science of the Total Environment 348, pp.151-163.

Passerat, J., Ouattara, N.K., Mouchel, J.-M., Rocher, V., and Servais, P. (2011). Impact of an intense combined sewer overflow event on the microbiological water quality of the Seine River. Water Research 45, 893-903.

Philippe, J.P., and Ranchet, J. (1987). Pollution des eaux de ruissellement pluvial en zone urbaine. Synthèse des mesures sur dix bassins versants en région parisienne. Research report, LCPC n°142, Ministry of Equipement, Housing and Transports, Laboratoire Central des Ponts et Chaussées, 76 p.

Piatyszek, E., Joannis, C., and Aumond, M. (2002). Using typical daily flow patterns and dry-weather scenarios for screening flow rate measurements in sewers. Water Science and Technology 45, 75-82.

Pitt, G., and Cleyrergue, M. (1995). La technique de l'eau n°353 mai 1976, « Typologie des effluents issus des résidences unifamiliales ». Etude CERSOAF.

Potier, O., and Weiss, B. (1997). Elaboration d'un modèle débit-qualité dans un système d'assainissement urbain par temps sec. L'eau, l'industrie, les nuisances n°203, 5.

Pujol, R., and Lienard, A. (1990). Qualitative and quantitative characterization of waste water for small communities. Water Science and Technology, vol. 22, num. 3/4, p. 253 - 260

R…

Rambaud, A., Alozy, C., Reboul, B., and Bontoux, J. (1997). Etude séquentielle des variations des rejets journaliers d'eaux usées au niveau d'une habitation individuelle. Editeur Laboratoire d'Hydrologie de la Faculté de Pharmacie,12p.

Ren, Y.F., Wang, X.K., Ouyang, Z.Y., Zheng, H., Duan, X.N., and Miao, H. (2008). Stormwater Runoff Quality from Different Surfaces in an Urban Catchment in Beijing, China. Water Environment Research 80, 719-724.

Ristenpart, E., Ashley, R.M., and Uhl, M. (1995). Organic near-bed fluid and particulate transport in combined sewers. Water Science and Technology 31, 61-68.

Rodriguez, F., Baladès, J.-D. (2005). Effluents urbains de temps de pluie et risque hydrologique, LCPC (Paris), 2005, collection Etudes et recherches des laboratoires des ponts et chaussées, EG 20, 122 pages.

Rodriguez, J.P., Diaz-Granados, M.A., C., P.J., McIntyre, N., Achleitner, S., and Maksimovic, C. (2011). A methodology to assess dry weather flow pattern uncertainty for integrated urban drainage modelling. In: 12th International Conference on Urban Drainage, Porto Alegre/Brazil, 11-16 September 2011.

Rossi, L. (1998). Qualité des eaux de ruissellement urbaines". Thèse de doctorat n°1789, École polytechnique fédérale de Lausanne, Suisse. 303 p.

Rossi, L., Krejci, V., Rauch, W., Kreikenbaum, S., Fankhauser, R., and Gujer, W. (2005). Stochastic modeling of total suspended solids (TSS) in urban areas during rain events. Water Research 39, 4188-4196.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Rossman, L.A. (2004). Storm water management model, user's manual, Version 5.0. Water Supply and Water Resources Division National Risk Management Research Laboratory Cincinnati, OH 45268.

Ruban, G. (1995). Continuous measurement of pollution due to urban effluents under wet conditions using optical-systems. Water Science and Technology 32, 241-247.

Ruban, G., Bertrand-Krajewski, J.L., Chebbo, G., Gromaire, M.C., and Joannis, C. (2006). Accuracy and reproducibility of turbidity measurements in urban waste water. Houille Blanche-Revue internationale de l'eau, 129-135.

Ruban, G., and Joannis, C. (2008). Evaluation de l'incertitude des courbes d'étalonnage par la méthode de Monte Carlo. Application à la turbidimétrie. Bulletin des laboratoires des Ponts et Chaussées 272, 33-43.

Ruban, G., Joannis, C., and Devrier, A.-S. (2007). Assessment of the accuracy of turbidimeter calibration curves using the Monte Carlo method. Actes de la 6e conférence internationale sur les techniques et stratégies durables pour la gestion des eaux urbaines par temps de pluie, Novatech 2007, Lyon (F), 25-28 juin, 8 p.

Ruban, G., Joannis, C., Gromaire, M.-C., Bertrand-krajewski, J.-L., and Chebbo, G. (2008). Mesurage de la turbidité sur échantillons : application aux eaux résiduaires urbaines. TSM numéro 4 - 2008 - 103e année.

Ruban, G., Mabilais, D., and Lemaire, K. (2010). Particle characterization of urban wet-weather discharges: methods and related uncertainties. In: NOVATECH 2010, Lyon, France: Graie, 10p.

Rutsch, M., Muller, I., and Krebs, P. (2005). Dynamics of rain-induced pollutographs of solubles in sewers. Water Science and Technology 52, 169-177.

S…

Saget, A. (1994). Base de données sur la qualité des rejets urbains de temps de pluie : distribution de la pollution rejetée, dimensions des ouvrages d'interception. Thèse de doctorat, Ecole Nationale des Ponts et Chaussées, 227 p. + annexes.

Saget, A., Chebbo, G., and Desbordes, M. (1995). Urban discharges during wet weather - what volumes have to be treated. Water Science and Technology 32, 225-232.

Saget, A., Gromaire-Mertz, M.C., Deutsh, J.C., and Chebbo, G. (1998). Extent of pollution in urban wet weather discharges. In conference on "hydrology in Changing Environment", 6-10 July 1998. Exeter, UK.

Sartor, J.D., and Boyd, G.B. (1972). Water pollution aspects of street surface contaminants. USA. EPA report, EPAR2-72-081.

Sartor, J.D., Boyd, G.B., and Agardy, F.J. (1974). Water pollution aspects of street surface contaminants. Journal - Water Pollution Control Federation 46, pp. 458-467.

Sartor, J.D., and Gaboury, D.R. (1984). Street sweeping as a water-pollution control measure - lessons learned over the past 10 years. Science of the Total Environment 33, pp. 171–183.

Seidl, M., Huang, V., and and Mouchel, J.M. (1998). Toxicity of combined sewer overflows on river phytoplankton; the role of heavy metals. Environ. Pollution, 101,1, 107-116.

Servais, P., Seidl, M., and Mouchel, J.M. (1999). Comparison of parameters characterizing organic matter in a combined sewer during rainfall events and dry weather. Water Environment Research 71, 408-417.

Servat, E. (1984). Contribution à l'étude des matières en suspension du ruissellement pluvial à l'échelle d'un petit bassin versant urbain. Thèse de doctorat, Université de Montpellier 2, France.

Skipworth, P.J., Tait, S.J., and Saul, A.J. (1999). Erosion of sediment beds in sewers: Model development. Journal of Environmental Engineering-Asce 125, 566-573.

Smullen, J.T., Shallcross, A.L., and Cave, K.A. (1999). Updating the US nationwide urban runoff quality data base. Water Science and Technology 39, 9-16.

Soonthornnonda, P., and Christensen, E.R. (2008). Source apportionment of pollutants and flows of combined sewer wastewater. Water Research 42, 1989-1998.

Staufer, P. (2011). Identification of areas with risk of sedimentation in small sized combined sewerages. In: 12th International Conference on Urban Drainage, Porto Alegre/Brazil, 11-16 September 2011.

Sturges, H. (1926). The choice of a class-interval. J. Amer. Statist. Assoc., 21, pp.65-66.

Sun, S., and Bertrand-Krajewski, J.-L. (2012). On calibration data selection: The case of stormwater quality regression models. Environmental Modelling & Software 35, 61-73.

Sztruhara, D., Sokaca, M., Holiencina, A., and Markovicb, A. (2002). Comprehensive assessment of combined sewer overflows in Slovakia. Journal of Urban water, Volume 4, Issue 3, September 2002, pp.237–243.

Sörme, L., and Lagerkvist, R. (2002). Sources of heavy metals in urban wastewater in Stockholm.The Science of the Total Environment, 2002, vol.298, pp. 131-145.

T…

Tait, S.J., ASHLEY, R.M., VERHOEVEN, R., CLEMENS, F., and AANEN, L. (2002). Sewer sediment transport studies using an environmentally controlled annular flume. 3rd Int. Conf. on Sewer Processes and Networks, Paris, France, 15-17 Avril 2002.

Tomanovic, A., and Maksimovic, C. (1996). Improved modelling of suspended solids discharge from asphalt surface during storm event. Water Science and Technology 33, pp. 363–369.

U…

US-EPA. (1970). Storm Water Pollution from Urban Land Activity, Washington, D.C., July 1970.

V…

VanBuren, M.A., Watt, W.E., and Marsalek, J. (1997). Application of the log-normal and normal distributions to stormwater quality parameters. Water Research 31, 95-104.

Verbanck, M.A. (1989). Sewer sediment and its relation with the quality characteristics of combined sewer flows. 2ème conférence de Wageningen "Urban Storm Water Quality and Ecological Effects upon Receiving Waters, 1989. 11p.

Vinneras, B., Bjorklund, A., and Jonsson, H. (2003). Disinfection of faecal matter by thermal composting – laboratory scale and pilot scale studies. Bioresource Technology 88(1): 47-54.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Vongvixay, A. (2012). Mesure et analyse de la dynamique temporelle des flux solides dans les petits bassins versants. Cas d'un bassin versant agricole en région d'élevage (Basse-Normandie, France). INSA de Rennes. 205 p.

W…

Wang, H.-Y., Liu, M., Liu, Q.-M., Hou, L.-J., and Ou, D.-N. (2006). First flush effect of urban stormwater runoff and management of runoff pollutant. Shuikexue Jinzhan/Adv. Water Sci. 17(2):181-185.

Weiss, G., Brombach, H., and Haller, B. (2002). Infiltration and inflow in combined sewer systems: long-term analysis. Water Science and Technology 45, 11-19.

Weyrauch, P., Matzinger, A., Pawlowsky-Reusing, E., Plume, S., von Seggern, D., Heinzmann, B., Schroeder, K., and Rouault, P. (2010). Contribution of combined sewer overflows to trace contaminant loads in urban streams. Water Research 44, 4451-4462.

Williams , G.P. (1989). Sediment concentration versus water discharge during simple hydrologic events in river. Journal of Hydrology, 111 : 89-106.

Z…

Zgheib, S. (2009). Flux et sources des polluants prioritaires dans les eaux urbaines en lien avec l'usage du territoire. Thèse de doctorat à Ecole Nationale des Ponts et Chaussées, Champs sur Marne, France, 2009, 358p.

Zgheib, S., Moilleron, R., Saad, M., and Chebbo, G. (2011). Partition of pollution between dissolved and particulate phases: What about emerging substances in urban stormwater catchments? Water Research 45, 913-925.

Zug, M. (1998). Modélisation conceptuelle de la pollution par temps de pluie en réseau d'assainissement. Université Louis Pasteur, ENGEES, Strasbourg, Anjou-Recherche, Saint Maurice, 1998 - 241 p.

Zug, M., Bellefleur, D., Phan, L., and Scrivener, O. (1999). HORUS: A conceptual model of pollution simulation in sewer networks. Water Science and Technology 39, 31-38.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXES

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXE A

Liste des événements pluvieux de leurs principales caractéristiques à Saint-Mihiel (SM) et à Cordon Bleu (CB)

SM	Caractéristique de la pluie et des prélèvements (pas = 9min si h > h_{seuil})							Turbidité (FAU)		MES (mg/l)		Groupe	date
liste	DTS[1] (h)	DP[2] (h)	Lame d'eau (mm)	Imax (mm/h) (1h – 5min[4])	Date de prélèvements	h_{seuil}	Nombre d'échantillons	T_{moy}	T_{max}	MES_{moy}	MES_{max}		
1	30	5,4	14	4,5 – 8,6	08 :36 – 10 :15	0,95	10	246	586	232	529	4	03/07/2002
2	75	7	10	3,6 – 7,4	11 :06 – 12 :00	0,95	7	369	724	365	690	2	09/07/2002
3	570	5	10	3,4 – 7,2	14 :17 – 15 :38	0,95	18	344	569	380	670	2	02/08/2002
4	22	2	8	2,4 – 6,5	04 :27 – 04 :54	0,95	4	195	250	225	290	2	21/11/2002
5	660	2	16	5,3 – 19,8	X[5]	0,70	11	397	922	363	853	3	26/04/2003
6	200[3]	20[3]	11[3]	2,9 – X	17 :09 – 18 :39	0,70	11	259	419	206	339	4	17/05/2003
7	3[3]	1	5	1,3 – 15,8	11 :07 – 12 :28	0,70	10	276	454	262	476	3	24/05/2003
8	375[3]	3[3]	5[3]	6,8 – X	05 :57 – 07 :18	0,70	10	310	639	286	586	4	30/06/2003
9	29[3]	3,3	5	2,7 – 7,5	14 :53 – 16 :13	0,70	10	210	324	196	308	3	25/07/2003
10	4	7	6	2,1 – 4,8	22 :12 – 23 :22	0,95	6	130	289	134	303	2	23/11/2003
11	44	2,2	5	3,6 – 7,0	15 :23 – 16 :40	0,95	5	284	487	271	448	2	04/05/2004
12	25	2,3	3	2,2 – 4,5	20 :20 – 21 :34	0,95	3	175	259	182	276	2	22/06/2004
13	115	6,2	9	4,3 – 10,4	09 :37 – 11 :17	0,95	11	188	320	180	304	3	07/07/2004
14	5	5	9	5,8 – 8,2	13 :23 – 14 :53	0,95	9	206	467	163	326	4	13/10/2004
15	100	2,7	10	6,2 – 14,3	09 :35 – 11 :15	0,95	10	307	602	207	434	5	14/04/2005
16	90	8	6	4,7 – 6,0	01 :35 – 02 :15	0,95	5	237	446	215	415	4	07/11/2005
17	128	9	5	2,3 – 5,0	10 :40 – 11 :50	0,95	8	267	540	176	336	5	17/01/2006
18	13	1	0,8	0,41 – 2,4	08 :10 – 09 :00	0,95	6	501	778	417	613	4	22/03/2006
19	32	5,5	13	6,2 – 15,6	00 :11 – 00 :56	1,05	5	252	436	248	412	2	13/09/2006
20	130	5	20	9,0 – 13,3	22 :09 – 01 :08	1,05	17	163	563	201	500	1	21/09/2006
21	14	1,5	6	3,5 – 12,1	17 :11 – 18 :07	1,05	6	260	362	260	336	2	24/09/2006
22	4	6,5	15	6,1 – 13,2	08 :39 – 12 :28	1,05	19	124	216	119	212	3	23/11/2006

23	26	1,5	5	2,9 – 12,0	13 :10 – 14 :17	1,05	7	314	499	313	452	2	05/12/2006
24	34	7	24	2,1 – 13,1	07 :45 – 09 :24	1,05	9	186	311	198	331	2	07/12/2006
25	20	5	8	2,1 – 8,3	19 :12 – 22 :21	1,05	13	380	662	343	599	3	17/01/2007
26	20	5,3	10	3,6 – 7,2	02 :36 – 03 :53	1,05	7	177	268	143	231	4	08/02/2007
27	46	13	24	4,9 – 22,8	10 :00 – 11 :15	1,05	5	197	393	187	468	4	14/02/2007

(1) Durée de temps sec précédent l'événement pluvieux ; (2) Durée de la pluie ; (3) station météo-France ; (4) station Gohards ; (6) manque de données ;

CB	Caractéristique de la pluie (Station Gohards, 5min) et des prélèvements (pas = 12min)							Turbidité (FAU)		MES (mg/l)		Groupe	date
liste	DTS (h)	DP (h)	Lame d'eau (mm)	Imax (mm/h) (1h – 5min)	Date de prélèvements	h_{seuil}	Nombre d'échantillons	T_{moy}	T_{max}	MES_{moy}	MES_{max}		
1	X	X	X	7,6 –	X	1,7	4	325	513	286	452	3	02/07/1998
2	4	5,2	18	4,3 – 16,1	17 :32 – 20 :33	1,7	9	209	315	174	278	4	24/10/1998
3	12	5,5	15	4 ,0 – 11,1	X	1,7	3	168	178	142	156	4	25/09/1998
4	4	3,4	18	7,7 – 25,8	X	1,7	8	233	356	203	285	3	03/06/1999
5	185	2	12	10,0 – 50,3	X	1,7	1	347	347	322	322		12/07/1999
6	2	7	23	6,2 – 12,3	05 :57 – 08 :27	1,7	5	117	129	92	103	5	19/09/2000
7	20	4	14	4,6 – 40,7	18 :30 – 18 :42	1,7	2	226	251	215	249		10/10/2000
8	5	5	21	6,5 – 43,2	09 :24 – 10 :15	1,7	5	172	220	143	198	4	30/10/2000
9	23	0,3	5	21 – 32,6	19 :39 – 20 :27	1,7	4	415	436	490	618	1	18/05/1999
10	8	3,7	16	8,7 – 53	14 :44 – 15 :08	1,7	3	199	213	166	173	4	19/09/1999
11	7	2	15	10,8 – 39,2	23 :28 – 00 :04	1,7	4	199	215	180	226	2	27/09/1999
12	107	5	18	8,0 – 25,4	07 :29 – 10 :40	1,4	20	209	355	190	350	3	12/07/2001
13	72	3	12	4,7 – 16,9	06 :58 – 8 :58	1,4	13	207	329	195	314	2	17/07/2001
14	22	3	12	9,0 – 20,3	10 :03 – 10 :53	1,4	6	399	552	318	415	5	07/08/2001
15	35	3,2	12	3,6 – 8,7	06 :52 – 09 :17	1,4	12	242	348	227	373	2	05/02/2002
16	58	1,4	3	2,2 – 5,3	17 :29 – 19 :53	1,4	13	276	364	225	292	4	13/02/2002
17	147	10	19	2,0 – 4,6	09 :54 – 12 :06	1,4	12	223	262	168	199	5	20/02/2002
18	129	2,5	7	2,4 – 5,9	06 :10 – 08 :50	1,4	13	243	394	215	376	3	26/02/2002
19	293	4	6	3,2 – 4,8	08 :58 – 10 :59	1,4	10	364	420	320	376	3	14/03/2002
20	104	6	18	8,0 – 27,7	16 :06 – 20 :19	1,4	19	287	703	233	535	4	13/05/2002
21	190	6	11	3,8 – 4,9	20 :42 – 23 :18	1,4	12	235	367	185	280	4	21/05/2002
22	20	5	5	1,4 – 9,9	07 :50 – 08 :38	1,4	5	335	392	280	303	4	27/05/2002

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

23	6	3,7	5	2,0 – 5,0	15 :59 – 16 :35	1,4	4	195	225	164	184	4	09/06/2002
24	75	7	10	3,6 – 7,4	09 :09 – 11 :33	1,4	13	314	681	238	522	5	09/07/2002
25	540	4	11	6,1 – 21,5	14 :12 – 15 :12	1,4	6	360	403	255	325	5	01/08/2002
26	15	4	9	4,3 – 10,9	01 :25 – 03 :37	1,4	12	232	403	246	410	2	09/08/2002
27	25	5,8	25	7,3 – 10,8	03 :15 – 04 :51	1,4	9	148	274	134	260	3	09/09/2002
28	73	5	10	3,7 – 7,5	02 :23 – 04 :59	1,4	14	286	504	267	483	2	18/10/2002
29	22	2	8	2,4 – 6,5	05 :55 – 06 :07	1,4	2	256	265	251	264		21/11/2002
30	17	2,3	11	6,8 – 13,6	00 :51 – 02 :15	1,7	8	248	371	265	409	2	04/06/2003
31	6 (3)	3(3)	25	22,2 – X	01 :46 – 04 :27	1,7	12	263	490	351	599	1	01/07/2003
32	115	6,2	9	4,3 – 10,4	08 :27 – 10 :03	1,7	9	271	326	259	326	2	07/07/2004
33	5	5	9	5,8 – 8,2	11 :24 – 13 :31	1,7	9	262	322	232	294	3	13/10/2004
34	5	5	11	3,1 – 10,0	07 :15 – 09 :45	1,4	4	278	289	207	221	5	24/07/2005
35	62	4,7	8	2,5 – 6,0	16 :43 – 17 :07	1,7	3	193	202	178	185	3	18/10/2005
36	3	2,5	7	4,6 – 7,3	22 :26 – 23 :02	1,7	4	362	378	303	329	4	23/03/2006

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXE B

Points influents en régression linéaire : distance de Cook

Dans la régression linéaire, toute donnée contribue à l'estimation de la pente, de l'ordonnée à l'origine, des prédictions et de la variance estimée des erreurs. Mais certaines données contribuent plus que d'autres à cet effort collectif. Il est important de les identifier pour au moins deux raisons :

Elles biaisent frottement les conclusions de l'analyse (valeurs des paramètres, qualité de l'ajustement, etc.). Si l'échantillon n'avait pas comporté ces données, l'image que donne le modèle de la réalité aurait pu être très différente.

Il peut également s'agir de données erronées qui n'auraient jamais dû figurer dans l'échantillon.

Nous abordons ici la question de l'identification de ces données « exceptionnelles » dont les contributions à certains aspects du modèle sont anormalement élevées. On s'intéresse seulement, dans cette annexe, aux données qui ont une influence sur les prédictions du modèle linéaire $MES=aT+b$ sur les données (Turbidité, MES) de sites Nantais Cordon Bleu et Saint-Mihiel. Il faut noter que la plupart des formules et valeurs critiques de cette annexe ne sont valides que pour la régression linéaire simple à deux paramètres : a, la pente et b, l'ordonnée à l'origine.

Notion de « point de levier »

Nous commençons par chercher à identifier les observations qui ont une forte influence sur les prédictions du modèle. De telles observations sont souvent appelées « point de levier » parce qu'elles peuvent être identifiées par une quantité appelée « levier » qui prend pour ces observations des valeurs importantes.

Une première idée pour identifier les observations qui ont une forte influence sur les prédictions du modèle consiste à exprimer ces prédictions y_i^* comme des combinaisons linéaires des observations y_i :

$$y_i^* = \sum_j h_{ij} y_j$$

En effet :

$$y_i^* = \overline{y} + a(x_i - \overline{x}) = \overline{y} + \frac{\sum_j (x_j - \overline{x})(y_j - \overline{y})}{\sum_j (\mathrm{x_j} - \overline{x})^2}(x_i - \overline{x})$$

En développant cette expression, on obtient l'expression de h_{ij} , et en particulier, h_{ii} s'appelle le « levier », s'écrit :

$$h_{ii} = \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \overline{x})^2}{\sum_j (\mathrm{x_j} - \overline{x})^2}$$

On montre que pour tout i, $0 \le h_{ii} \le 1$ et que la somme des leviers est égale à 2, et donc la valeur moyenne des leviers est $\frac{2}{n}$.

Une observation ayant un levier important a une forte influence sur la prédiction de sa propre valeur par la droite de moindre carrée (DMC). Comme la somme de h_{ii} est constante, ici 2, on peut raisonnablement considérer comme « grand » un levier dont la valeur est au moins le double de la valeur moyenne des leviers. Il faut noter qu'un point de levier n'a pas nécessairement un résidu important, c.à.d. il apparait que ce point est simplement un point ayant une abscisse extrême. Par contre, les points ayant des abscisses extrêmes sont faciles à détecter en régression linéaire simple par examen visuel, mais ce concept de levier est important en régression linéaire multiple ou l'examen visuel est impossible.

Ces points doivent donc être examinés avec attention afin de savoir s'il convient de les conserver comme points exceptionnels, mais significatifs, ou bien au contraire s'ils doivent être éliminés avant la construction d'un nouveau modèle basé sur les données réduites.

Résidus standardisés

Quelle que soit la valeur de x_i, les observations ayant des résidus importants doivent également attirer l'attention. Un résidu important n'est pas en soi le signe d'une observation erronée. Mais une observation avec un résidu important a un impact plus important sur les prédictions qu'une observation de faible résidu. Ce que l'on entend par « résidu important » n'est pas évident en première lecture car aucune échelle n'a encore été fixée. Une échelle de

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

mesure naturelle pour les résidus est la racine carrée de la variance estimée σ^{2^*}. Nous définissons ainsi les résidus **standardisés** r_i :

$$r_i = \frac{e_i}{\sigma^*}$$

Ces résidus ont des distributions normales centrées, mais leurs variances ne sont pas égales et elles sont toutes approximativement égales à 1. Elles ne sont pas d'une grande utilité, en dehors de leur rôle indirect dans les propriétés de la distance de **Cook.**

Distance de Cook

Ce test, fondé sur la méthode proposée par R. Dennis Cook (Cook 1979, Takeuchi 1991, Cook 2000), est une mesure de l'influence d'une observation sur l'ensemble des prédictions du modèle linéaire y en x ($y=ax+b$). La distance de Cook C_i indique si la $i^{ème}$ observation a une influence importante sur le modèle linéaire ajusté. Elle mesure le changement dans l'estimation des prédictions y lorsque la $i^{ème}$ observation est éliminée. Ici le modèle est la relation linéaire entre turbidité (variable x) et MES (variable y). L'influence d'une observation peut être due à un effet de levier h_{ii} important (point dont l'abscisse est loin du centre de gravité), à un grand résidu e_i, ou à leur combinaison (*Figure 1*) (Chatterjee and Hadi 1986). . Elle est définit par la distance C_i :

$$C_i = \frac{\sum_j (y^*_{(-i)j} - y^*_j)^2}{2\sigma} = \frac{h_{ii}}{2(1-h_{ii})^2} r_i^2$$

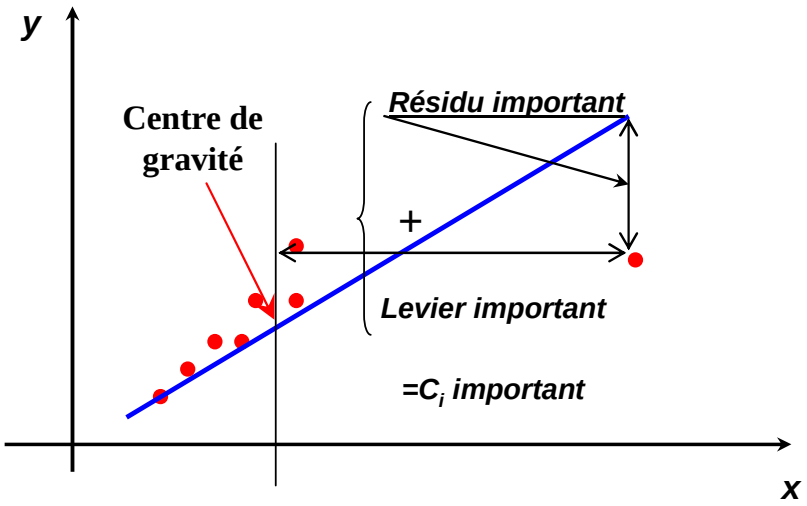


Figure 1: Exemple d'un résidu et levier important

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Si les erreurs du modèle linéaire à deux paramètres suivent des lois normales centrées et ont toutes la même variance, cette distance suit la distribution de Fisher avec *2* et n_c*-2* degrés de liberté (pour un modèle linéaire à deux paramètres). Dans le cas où un point a une distance de Cook importante au seuil signification de *5%*, il conviendra de l'examiner.

Validations de la base de données de Cordon Bleu et Saint-Mihiel

Les valeurs peuvent des données (MES, Turbidité) de CB et SM peuvent être causées par une erreur ou liées à une pluie de caractéristiques spécifiques. Il est donc important de détecter et d'examiner ces valeurs avant la détermination des relations entre la turbidité et les concentrations en MES. La méthode de validation comporte deux étapes : a) Etape graphique visuelle pour identifier des points aberrants, b) Etape statistique en utilisant la méthode statistique « distance de Cook » pour détecter les valeurs suspectes. Cette méthode s'applique à une régression linéaire. Ensuite, nous analysons les valeurs détectées.

Première étape : Examen Graphique

La *Figure 2* illustre les couples (Turbidité, MES) des échantillons prélevés par temps de pluie aux sites de Cordon Bleu et Saint-Mihiel. Nous observons des valeurs de la concentration en MES et de turbidité très fortes. Après un examen de ces points, nous constatons qu'ils s'agissent de premiers prélèvements.

D'après l'équipe de mesure à l'IFSTTAR, ces fortes valeurs pourraient être dues à une contamination du premier échantillon par un dépôt dans la partie horizontale du tuyau de prélèvement, datant des événements précédents. Il vaudrait donc mieux de ne pas exploiter ces premiers prélèvements.

A Cordon Bleu, nous constatons, pour 4 événements, une première valeur plus forte que les autres valeurs de l'événement.

De même, à SM, nous constatons souvent une première valeur beaucoup plus forte que les autres valeurs (*Figure 2*) (15/27 événements).

Il paraît préférable de ne pas exploiter les 4 premiers prélèvements détectés à Cordon Bleu parmi 324 échantillons et les15 premiers prélèvements parmi 243 échantillons.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

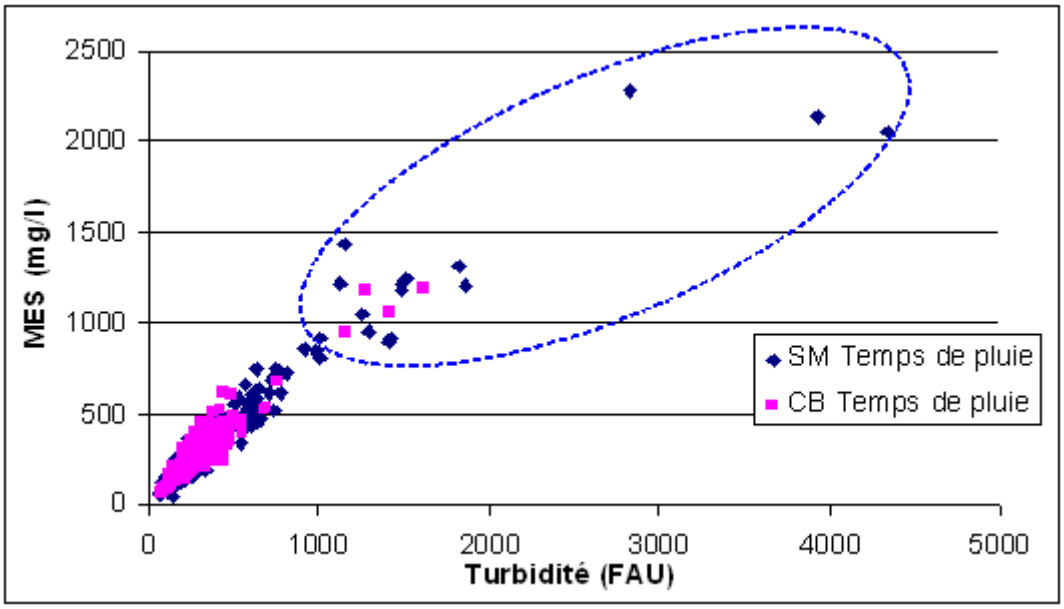


Figure 2: Ensemble des valeurs (Turbidité, MES) éliminées de l'analyse dans la première étape

Par temps sec, les prélèvements échantillonnés ne présentent pas ce problème. Nous avons exploité tous ces prélèvements (55 à CB et 19 à SM).

Deuxième étape : Distance de Cook

Les échantillons sur chaque site, CB et SM, ont été numérotés dans l'ordre chronologique et la distance de Cook a été calculée pour chaque observation (Turbidité, MES). Les résultats obtenus sont illustrés *Figure 3* et *Figure 6*.

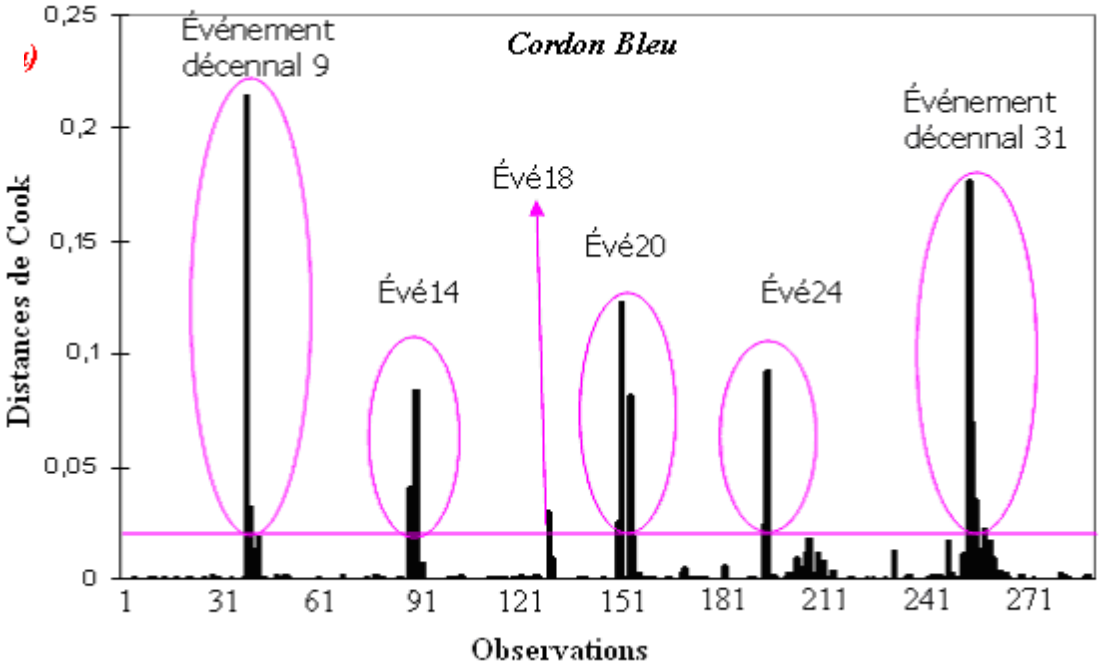


Figure 3: Distances de Cook pour les observations MES/Turbidité à CB par temps de pluie : la ligne horizontale représente la distance de Cook critique au seuil de 5%.

La *Figure 3* fait ressortir les deux événements 9 et 31 à Cordon Bleu. Les distances de Cook de leurs points sont dues essentiellement à un résidu important par rapport à la droite moyenne de tous les événements. En effet, ces deux événements sont décennaux dont l'intensité maximum sur une heure est de *21 mm/h* et *22 mm/h* respectivement. Ils sont considérés comme extrêmes et ils ont été conservés pour la suite du traitement.

Par ailleurs, sur cette figure nous observons les deux événements *14* et *24* (*Figure 4*). Les distances de Cook des observations de ces deux événements sont dues aussi à un résidu important. En effet, la vérification montre que les points (Turbidité, MES) de ces deux événements sont proches des ceux échantillonnés par temps sec à CB. Les deux événements ont été enregistrés entre 8h du matin et midi, heures de pointe de temps sec. L'apport des eaux pluviales de ces deux événements est environ 3 fois celui des eaux usées (en utilisant la formule de Manning-Strickler avec un débit d'eaux usées constant lors de l'événement). Donc, ils ne peuvent pas être des événements pluvieux à faible apport d'eaux pluviales. Ces deux événements ont été conservés pour la suite du traitement.

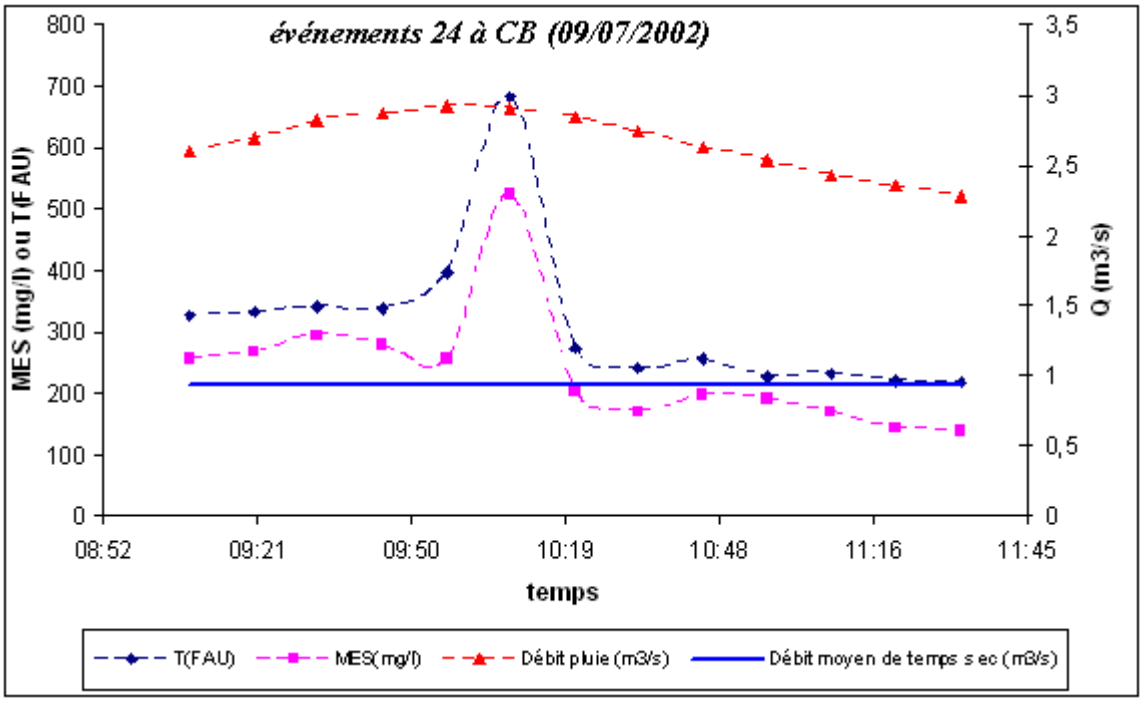


Figure 4: Hydrogramme de la pluie et celui de temps sec moyen calculé en utilisant la formule de Manning-Strickler et les pollutogrammes en turbidité et MES pour l'événement 24 à CB (09/07/2002)

La détection des autres événements, 18 et 20 (*cf. Figure 3*), peut être due à un problème

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

d'acquisition des données.

La *Figure 5* illustre l'hypothèse de permutation des deux points pour l'événement 20. Ceci pourrait être dû à une faute de frappe lors de la saisie des données par exemple. Pour ces deux événements, ces 4 valeurs douteuses ou aberrantes ont été éliminées avant la détermination des fonctions de corrélation entre la turbidité et la concentration en MES.

Au total, 8 observations parmi 324 observations à Cordon Belu ont été éliminées du traitement dans la suite.

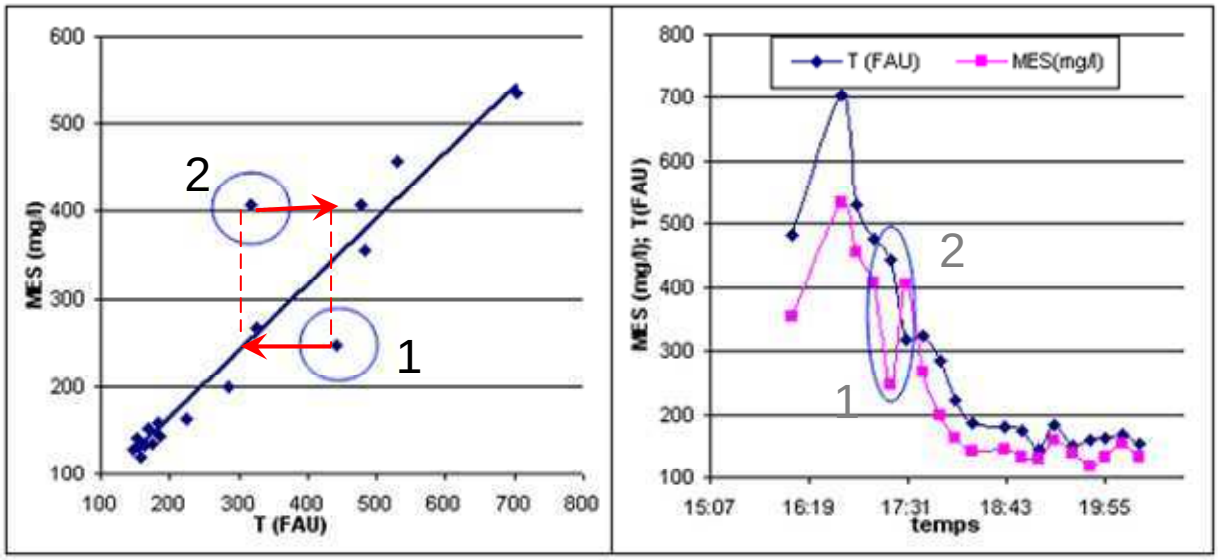


Figure 5: Evénement 20 à CB : Permutation des points 1 en 2 et 2 en 1 suivant les flèches rouges)

Comme précédemment, la *Figure 6* illustre la distance de Cook de chaque observation des données (turbidité, MES) du site de SM. Elle fait ressortir trois événements : 1, 2 et 25. Ces distances sont dues aux présences de fortes valeurs de turbidité et des concentrations en MES. Ces valeurs sont les prélèvements échantillonnés au début d'événement (après suppression de la première valeur) (exemple événement 25, *Figure 7*). Les concentrations en MES sont plus grande que *1200 mg/l*, tandis que les valeurs de la turbidité sont aussi plus grande que *1400 FAU*. Ces fortes valeurs peuvent être dues soit à la contamination du tuyau du préleveur même après le premier prélèvement ou à un effluent très concentré dans le collecteur. Dans ce dernier cas, il est possible que cet échantillon ne représente pas un vrai pic de flux mais plutôt un charriage qui s'est passé devant le tuyau du préleveur. En effet, (Lacour et al. 2009a, Metadier and Bertrand-Krajewski 2011) n'ont pas détecté des tels pics de turbidité par temps des pluies à partir de mesure en continu de la turbidité en réseau d'assainissement unitaire. Pour ces trois événements, nous avons éliminé 6 valeurs douteuses ou aberrantes.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

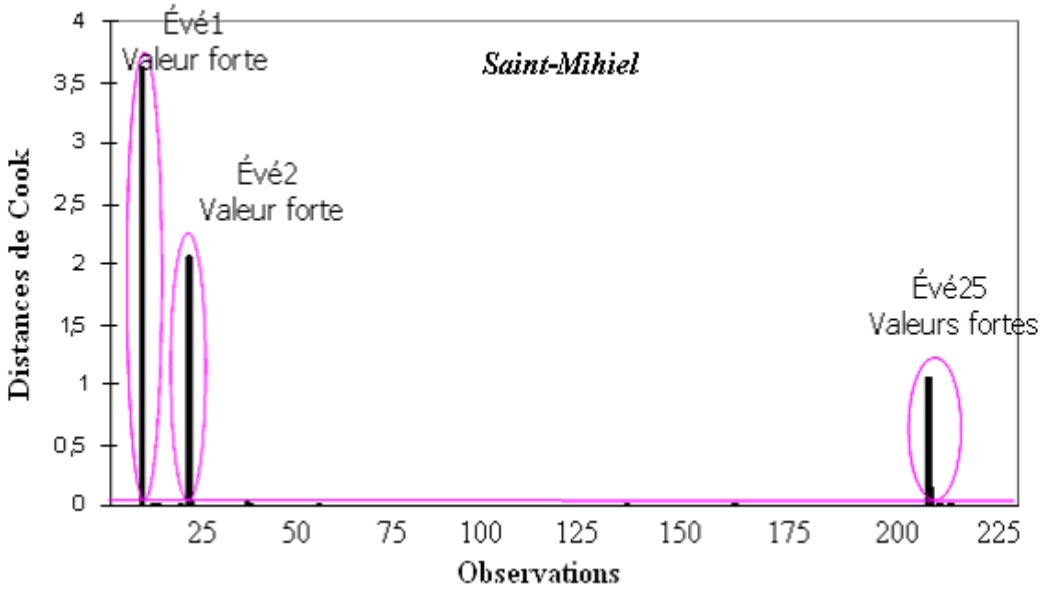


Figure 6: Distances de Cook pour les observations MES/Turbidité à SM par temps de pluie : la ligne horizontale représente la distance de Cook critique au seuil de 5%.

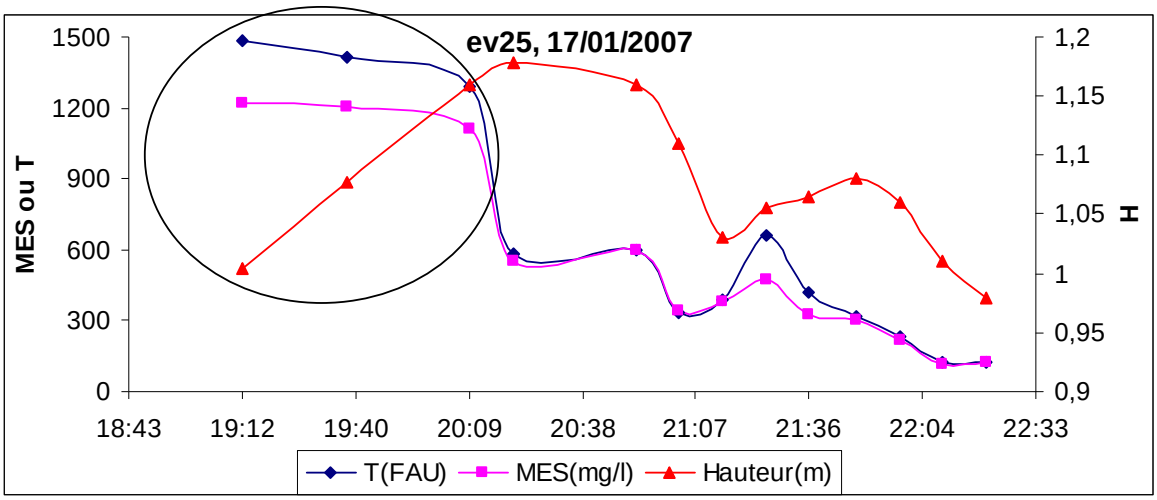


Figure 7: Hauteur d'eau et pollutogrammes en turbidité et MES pour l'événement 25 à SM (17/01/2007)

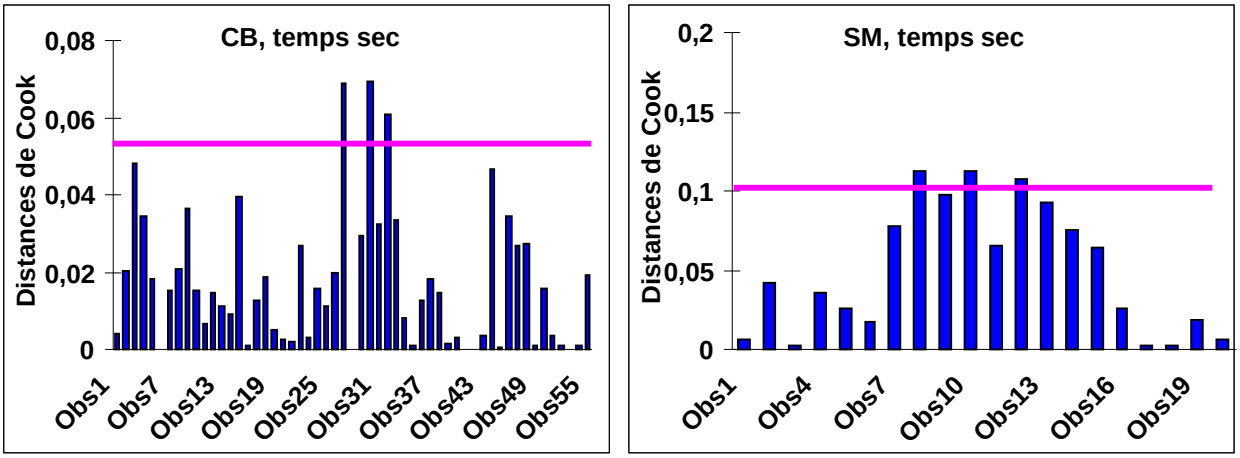


Figure 8: Distances de Cook pour les observations MES/Turbidité à CB et SM par temps sec : la ligne horizontale représente la distance de Cook critique au seuil de 5%.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Au total, nous avons éliminé 21 observations / 243 sur le site de Saint-Mihiel pour les événements pluvieux.

Par ailleurs, pour les données de temps sec, nous n'avons pas détecté de tels problèmes (*Figure 8*). Toutes les observations des MES et turbidités de temps sec ont été conservés pour la suite du traitement.

Sources:

Site internet AI ACCESS- Training and Consulting in Data Mining http://www.aiaccess.net/English/Glossaries/GlosMod/e_gm_cook_distance.htm

Cook, R. D. (2000). Detection of influential observation in linear regression. Technometrics Vol.42, N°1, pp.65-68.

Cook, R. D. (1979). Influential observations in linear-regression. Journal of the American Statistical Association, N°74, pp.169-174.

Cook, R. D. (1977). Detection of Influential Observations in Linear Regression. Technometrics Journal of the American Statistical Association.

Takeuchi, H. (1991). Detection of Influential Observations by using a new expression of cook distance. Communications in Statistics-Theory and Methods, Vol.20, N°1,pp.261-274.

Chatterjee, S. and Hadi, A. (1986) Influential Observations, High Leverage Points, and Outliers in Linear Regression. Statistical Science Vol. 1(No. 3), 15.

Lacour, C., Joannis, C., Gromaire, M.C., and Chebbo, G. (2009). Potential of turbidity monitoring for real time control of pollutant discharge in sewers during rainfall events. Water Science and Technology 59, 1471-1478.

Metadier, M., and Bertrand-Krajewski, J.L. (2011). From mess to mass: a methodology for calculating storm event pollutant loads with their uncertainties, from continuous raw data time series. Water Science and Technology 63, 369-376.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXE C

Caractéristiques des événements pluvieux sur le site de Clichy pour l'année 2006

Indice	Début	Fin	DP (h)	H (mm)	Imax (mm/h)	Imax5 (mm/h)	Imoy (mm/h)	DTS (j)	Vt (m^3/ha_{imp})	Mt(KFAU *m^3/ha_{imp})	Tm (FAU)	Qmoy (m^3/s)	Qmax (m^3/s)	Tmax (FAU)	V_{EU}/V_t
1	1/1/2006 8h:00	1/1/2006 17h:00	3,82	5,0	5,1	3,7	1,3	12,8	43	139	311	2,8	3,8	439	0,63
2	11/1/2006 17h:00	12/1/2006 3h:00	3,63	3,8	3,4	3,0	1,0	10,4	39	133	289	2,2	3,7	386	0,69
3	17/1/2006 6h:00	17/1/2006 23h:20	9,17	13,0	16,0	8,3	1,4	5,8	88	315	279	3,2	5,3	660	0,56
4	20/1/2006 17h:00	21/1/2006 2h:00	0,59	1,4	14,4	10,2	2,4	3,1	39	120	329	2,3	3,2	611	0,70
5	12/2/2006 21h:00	13/2/2006 7h:00	1,72	1,8	1,2	1,2	1,0	20,2	23	114	200	1,4	2,6	310	0,65
6	15/2/2006 5h:30	15/2/2006 14h:00	2,93	3,0	2,5	2,5	1,0	2,3	43	129	331	2,7	4,1	657	0,65
7	15/2/2006 19h:30	16/2/2006 8h:30	6,78	16,2	7,4	6,8	2,4	0,8	90	322	280	2,7	7,2	553	0,31
8	16/2/2006 18h:00	16/2/2006 21h:00	0,53	1,0	5,2	3,0	1,9	0,5	10	38	278	2,2	2,6	332	0,79
9	18/2/2006 4h:00	18/2/2006 11h:00	2,30	5,2	7,5	6,0	2,3	1,6	20	105	190	2,7	4,5	338	0,45
10	19/2/2006 4h:00	20/2/2006 4h:30	11,55	18,2	17,6	1,4	1,6	1,7	73	416	175	2,9	7,1	306	0,51
11	28/2/2006 8h:30	28/2/2006 12h:30	1,26	1,4	2,6	2,4	1,1	8,3	21	68	306	3,0	3,7	410	0,68
12	2/3/2006 23h:00	3/3/2006 6h:30	2,09	3,0	7,6	5,2	1,4	5,8	25	106	237	1,4	3,3	417	0,49
13	3/3/2006 7h:30	3/3/2006 16h:30	4,89	9,8	15,0	9,2	2,0	0,4	69	218	318	4,3	6,1	490	0,46
14	6/3/2006 11h:30	6/3/2006 14h:30	0,42	1,4	9,3	7,4	3,3	2,9	18	45	400	2,6	3,3	476	0,80
15	7/3/2006 17h:00	8/3/2006 8h:00	6,58	8,4	3,0	2,9	1,3	1,7	63	277	227	2,6	5,6	389	0,44
16	22/3/2006 13h:00	22/3/2006 24h:00	5,92	3,8	1,4	0,8	0,6	14,7	66	211	315	3,4	4,6	431	0,71
17	24/3/2006 2h:30	24/3/2006 10h:30	5,71	7,0	3,0	2,6	1,2	1,4	29	145	199	3,2	4,4	322	0,53
18	24/3/2006 13h:00	25/3/2006 2h:00	4,56	1,2	18,0		0,3	0,6	90	250	361	3,4	4,8	809	0,68
19	25/3/2006 16h:00	25/3/2006 24h:00	2,48	3,4	6,6	3,0	1,4	0,9	37	157	232	3,5	4,9	319	0,65
20	26/3/2006 5h:00	26/3/2006 12h:30	3,50	5,0	6,9	5,4	1,4	0,5	20	158	126	3,8	5,1	172	0,48
21	27/3/2006 6h:51	27/3/2006 10h:30	0,19	1,4	9,0	7,5	7,2	0,9	15	59	253	2,9	3,6	517	0,76
22	30/3/2006 2h:00	30/3/2006 9h:30	2,89	4,4	2,4	2,4	1,5	3,0	22	127	170	3,0	4,4	237	0,51
23	30/3/2006 14h:00	30/3/2006 17h:30	0,65	1,0	1,9	1,9	1,5	0,3	16	54	300	2,8	3,2	394	0,95
24	1/4/2006 13h:30	1/4/2006 17h:00	0,14	1,0	13,3	7,6	6,9	1,0	18	58	312	2,9	3,4	376	0,89
25	2/4/2006 9h:00	2/4/2006 14h:00	0,85	1,0	1,3	1,3	1,2	0,9	18	76	233	2,7	3,4	334	0,93
26	23/4/2006 17h:18	23/4/2006 23h:00	0,77	6,8	34,3	23,2	8,8	21,4	90	184	490	5,7	9,2	793	0,40

27	24/4/2006 20h:30	25/4/2006 2h:00	1,58	11,2	60,0	43,6	7,1	1,1	55	160	341	5,1	12,2	511	0,41
28	30/4/2006 14h:00	30/4/2006 20h:00	2,72	8,6	7,7	7,2	3,2	5,8	42	146	290	4,3	6,7	489	0,57
29	6/5/2006 18h:00	7/5/2006 3h:00	1,94	5,0	11,1	8,7	2,6	7,3	69	234	295	4,3	8,1	758	0,45
30	8/5/2006 2h:48	8/5/2006 15h:00	6,58	11,0	9,5	7,9	1,7	1,5	50	321	156	4,7	7,6	341	0,41
31	8/5/2006 23h:00	9/5/2006 6h:30	2,53	6,4	6,3	5,6	2,5	0,6	20	145	137	3,5	7,6	341	0,47
32	9/5/2006 15h:00	9/5/2006 22h:00	4,26	2,4	3,1	2,9	0,6	0,6	36	142	251	3,6	4,1	328	0,67
33	10/5/2006 3h:00	10/5/2006 5h:00	1,48	1,8	3,3	2,7	1,2	0,3	3	25	135	2,2	2,7	159	0,58
34	13/5/2006 17h:30	13/5/2006 19h:30	0,15	1,0	20,0		6,7	3,6	18	41	437	3,6	4,2	593	0,64
35	17/5/2006 22h:30	17/5/2006 23h:51	0,50	5,0	144,0	38,7	10,1	4,2	9	23	389	3,0	3,9	573	0,70
36	19/5/2006 0h:30	19/5/2006 1h:00	0,25	2,2	60,0	19,2	9,0	1,0	2	7	279	2,4	2,6	337	0,87
37	20/5/2006 5h:00	20/5/2006 16h:30	5,51	5,8	3,7	3,5	1,1	1,6	69	262	262	4,1	6,1	456	0,52
38	21/5/2006 18h:42	21/5/2006 24h:00	1,58	5,4	144,0	19,6	3,4	1,3	34	117	293	3,9	5,9	535	0,56
39	1/6/2006 22h:00	2/6/2006 0h:15	0,26	1,4	13,6	8,2	5,4	10,0	14	34	406	2,6	3,0	522	0,80
40	21/6/2006 23h:00	22/6/2006 0h:15	1,03	1,6	7,0	4,0	1,6	20,0	4	17	238	2,3	3,0	309	0,82
41	25/6/2006 2h:54	25/6/2006 19h:30	13,15	14,4	42,4	12,8	1,1	3,8	73	333	220	3,6	5,8	724	0,50
42	25/6/2006 21h:00	26/6/2006 2h:00	1,67	1,8	1,6	1,6	1,1	0,3	14	87	160	2,8	3,9	211	0,59
43	27/6/2006 5h:00	27/6/2006 6h:30	0,13	1,0	12,4	7,9	7,9	1,2	3	19	175	2,3	3,0	302	0,51
44	5/7/2006 4h:00	5/7/2006 8h:00	0,98	9,4	80,0	56,0	9,6	9,1	31	98	317	4,3	10,0	437	0,28
45	7/7/2006 15h:40	7/7/2006 16h:30	0,13	3,0	31,3	22,4	23,0	2,4	5	15	301	3,3	3,8	434	0,71
46	7/7/2006 20h:21	8/7/2006 1h:00	0,22	5,8	90,0	52,3	26,0	0,4	49	154	321	5,7	9,7	556	0,33
47	8/7/2006 6h:30	8/7/2006 10h:00	0,46	2,2	11,8	9,6	4,8	0,4	8	62	125	3,1	3,9	169	0,45
48	1/8/2006 15h:30	1/8/2006 19h:00	0,20	2,4	65,4	18,7	12,1	24,4	12	55	219	2,8	3,3	306	0,80
49	3/8/2006 21h:00	3/8/2006 23h:30	0,32	1,2	24,0	9,6	3,8	2,2	7	30	239	2,2	2,5	343	0,93
50	7/8/2006 16h:00	7/8/2006 18h:30	0,60	2,6	19,5	14,9	4,4	3,8	12	44	282	3,1	4,5	506	0,71
51	12/8/2006 11h:30	12/8/2006 19h:30	4,26	4,4	90,0	21,8	1,0	5,0	36	129	283	2,9	4,4	662	0,77
52	12/8/2006 22h:00	13/8/2006 4h:30	3,72	5,8	7,8	5,4	1,6	0,4	15	112	135	1,6	4,0	209	0,52
53	13/8/2006 13h:45	14/8/2006 7h:00	10,20	18,8	55,4	28,8	1,8	1,1	51	377	135	3,7	8,2	297	0,46
54	16/8/2006 20h:00	17/8/2006 1h:00	0,51	1,2	18,0	8,6	2,4	2,8	20	73	267	2,5	3,8	432	0,76
55	17/8/2006 19h:48	18/8/2006 2h:30	0,36	23,8	240,0	135,1	66,7	1,1	58	238	244	6,2	19,7	531	0,30
56	18/8/2006 16h:00	18/8/2006 22h:00	2,16	2,2	25,7	9,6	1,0	0,8	23	113	206	3,3	4,5	594	0,64
57	20/8/2006 17h:30	20/8/2006 21h:00	0,48	2,4	48,0	17,3	5,0	2,0	11	51	221	2,6	3,9	362	0,77
58	21/8/2006 19h:30	22/8/2006 0h:45	2,46	3,6	51,4	15,2	1,5	1,2	17	80	215	2,6	3,7	332	0,75
59	24/8/2006 14h:15	24/8/2006 19h:30	2,95	3,0	42,4	13,1	1,0	2,8	19	76	249	2,6	3,5	367	0,88
60	26/8/2006 7h:00	26/8/2006 10h:15	0,45	1,4	5,6	5,1	3,1	1,6	9	47	188	2,6	3,1	283	0,58

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

61	28/8/2006 10h:00	28/8/2006 14h:30	2,49	3,8	5,1	4,9	1,5	2,2	26	90	283	3,6	4,4	485	0,72
62	28/8/2006 15h:30	28/8/2006 20h:00	1,14	1,4	2,4	2,4	1,2	0,2	18	73	239	2,9	3,4	377	0,76
63	29/8/2006 11h:45	29/8/2006 18h:30	2,73	2,6	2,1	2,1	1,0	0,9	26	116	225	3,1	3,8	423	0,78
64	14/9/2006 22h:30	15/9/2006 5h:00	1,00	19,6	80,0	53,8	19,6	15,4	58	251	230	3,6	14,7	440	0,24
65	18/9/2006 9h:15	18/9/2006 12h:00	0,85	1,4	2,7	2,6	1,6	3,3	14	52	270	3,4	4,1	380	0,76
66	18/10/2006 21h:30	19/10/2006 1h:00	0,55	1,4	3,2	3,2	2,5	31,5	17	62	270	3,0	3,6	314	0,70
67	22/10/2006 19h:30	22/10/2006 23h:45	1,49	2,6	12,4	9,1	1,7	3,9	23	72	320	3,0	4,5	560	0,73
68	23/10/2006 16h:40	23/10/2006 23h:30	0,27	5,2	80,0	32,2	19,4	1,0	59	154	385	4,0	8,9	934	0,59
69	24/10/2006 8h:30	24/10/2006 13h:30	0,12	1,2	20,6	9,6	9,6	0,6	22	96	232	3,4	4,4	307	0,81
70	29/10/2006 8h:30	29/10/2006 14h:00	1,60	1,8	2,0	2,0	1,1	5,0	21	95	221	3,1	3,7	308	0,78
71	11/11/2006 7h:30	11/11/2006 11h:30	1,12	1,6	1,5	1,5	1,4	11,9	12	57	214	2,5	3,3	399	0,79
72	12/11/2006 8h:00	12/11/2006 11h:30	0,48	1,2	3,7	3,3	2,5	1,0	9	43	201	2,2	2,6	362	0,93
73	16/11/2006 19h:00	17/11/2006 0h:30	0,94	1,8	17,6	8,9	1,9	4,5	33	98	332	3,1	4,2	440	0,71
74	18/11/2006 4h:00	18/11/2006 7h:30	0,70	1,2	9,0	6,8	1,7	1,3	7	38	174	1,9	2,3	335	0,70
75	18/11/2006 23h:30	19/11/2006 13h:00	8,68	14,8	9,5	1,7	1,7	1,2	63	316	198	2,0	2,8	335	0,44
76	22/11/2006 18h:24	22/11/2006 22h:30	0,69	1,2	3,5	2,6	1,7	3,4	16	64	253	2,8	3,1	323	0,83
77	23/11/2006 3h:00	23/11/2006 9h:00	2,59	4,4	5,7	5,1	1,7	0,4	19	114	169	3,4	4,9	213	0,46
78	23/11/2006 16h:30	23/11/2006 23h:30	1,58	2,0	4,2	3,0	1,3	0,6	36	146	247	3,7	6,1	336	0,63
79	24/11/2006 11h:45	24/11/2006 17h:30	1,21	3,0	13,3	4,8	2,5	0,8	37	126	290	3,9	4,8	385	0,69
80	3/12/2006 12h:30	3/12/2006 21h:30	2,93	3,0	40,0	12,2	1,0	10,2	53	167	320	3,3	4,9	457	0,75
81	4/12/2006 9h:00	4/12/2006 13h:30	2,58	4,6	32,7	9,5	1,8	0,7	40	117	341	4,6	6,4	453	0,62
82	5/12/2006 17h:21	6/12/2006 5h:00	3,62	7,6	55,4	2,0	2,1	1,6	75	268	281	3,8	8,0	671	0,50
83	7/12/2006 11h:30	7/12/2006 17h:30	1,08	2,6	6,5	4,9	2,4	1,5	39	135	287	4,0	5,3	330	0,69
84	8/12/2006 4h:15	8/12/2006 14h:30	5,23	14,6	18,0	13,4	2,8	0,9	68	349	195	6,0	9,8	344	0,37
85	8/12/2006 20h:00	8/12/2006 24h:00	1,36	1,4	2,2	2,2	1,0	0,4	16	74	216	3,3	3,7	333	0,68
86	11/12/2006 19h:30	12/12/2006 6h:00	4,53	4,8	2,3	2,3	1,1	3,3	41	200	203	2,5	4,7	339	0,56
87	16/12/2006 12h:00	16/12/2006 22h:00	3,80	4,0	2,9	2,8	1,1	4,7	56	198	282	3,6	4,3	358	0,69
88	30/12/2006 9h:00	30/12/2006 15h:30	1,36	2,0	3,4	3,2	1,5	13,7	35	108	321	3,0	3,6	476	0,61

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Site

N°	Nom	Collecteur	Bassin versant
219	Clichy centre	Collecteur de Clichy	942 ha

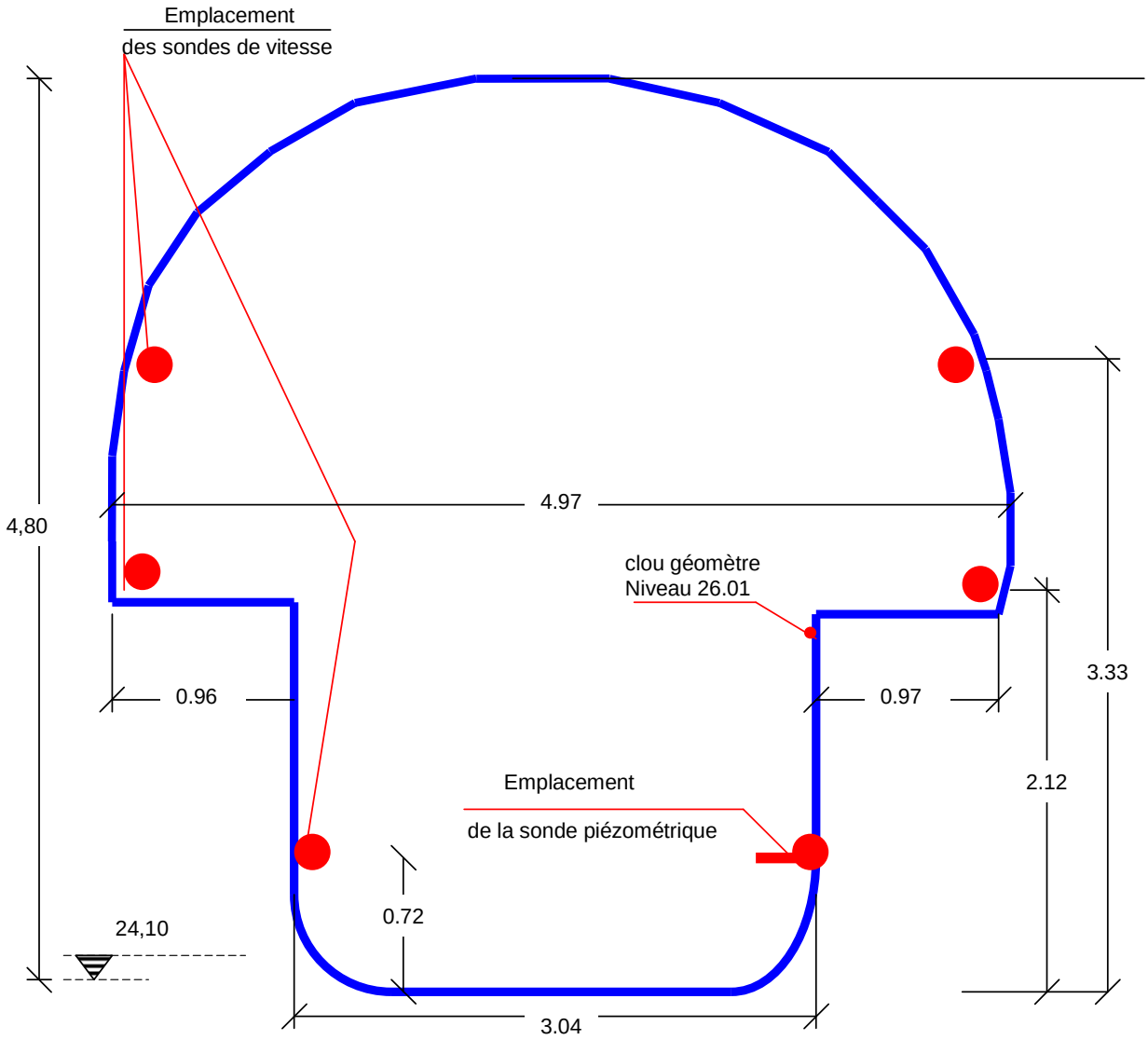
Surface active : 641 ha (C_{imp}=0.64)
Longueur hydraulique : 9 km

Conditions hydrauliques

Temps sec			Pluie		
H (m)	V (m/s)	Q (m3/s)	Hmax (m)	Vmax (m/s)	Q (m3/s)
1 – 2.1	0.3 – 0.7	1.8 – 2.4	4	1	20

Mesure du débit

Type	Mesure vitesse	Mesure hauteur	Centrale
Hauteur + vitesse cordes ultrasons	3 cordes CR2M 0.72m 2.12m 3.33m	1 DRUCK PTX630 0.72m	SAB 600 ASN Dans local technique



Site

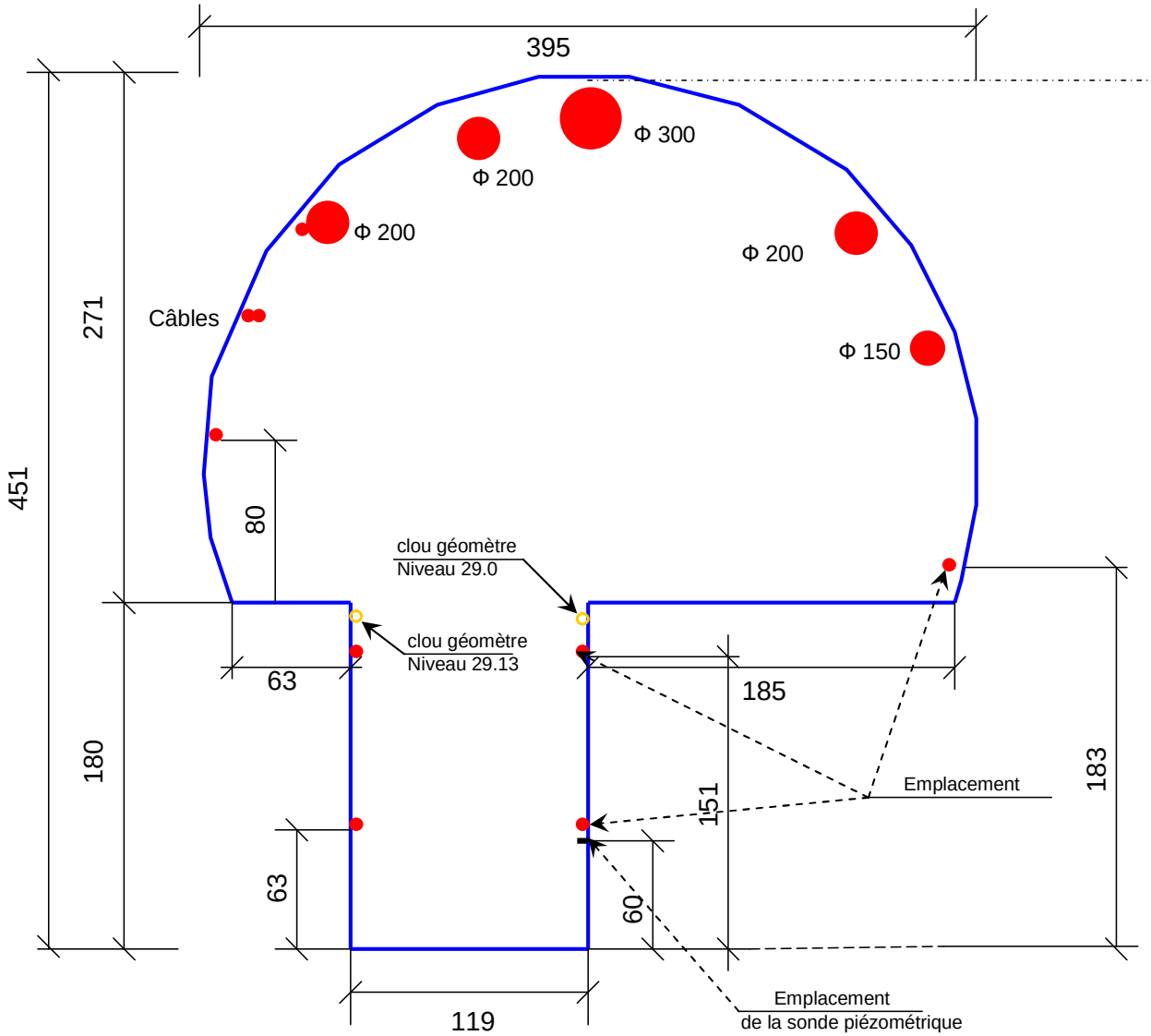
N°	Nom	Collecteur	Bassin versant
213	Quais	Collecteur des Quais	Mazas (360 ha) + *rive gauche (445 ha)*+ Quais (80 ha)

Conditions hydrauliques

Temps sec			Pluie		
H (m)	V (m/s)	Q (m3/s)	Hmax (m)	Vmax (m/s)	Q (m3/s)
0.8 – 1.5	0.3 – 0.6	0.5 – 0.8	2.5	0.8	2.8

Mesure du débit

Type	Mesure vitesse	Mesure hauteur	Centrale
Hauteur + vitesse cordes ultrasons	3 cordes CR2M 0.63m 1.51m 1.83m	1 DRUCK PTX630 0.6m	SAB 600 ASN Dans local technique



pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXE D

Tests statistiques utilisés

Objectif de l'ANOVA

ANOVA est l'acronyme de "**AN**alysis **O**f **VA**riance", ou "Analyse de la Variance". C'est un test statistique permettant de vérifier que plusieurs échantillons sont issus d'une même population. Ce test s'applique lorsque que l'on mesure une ou plusieurs variables explicatives discrètes appelées alors **facteurs de variabilités**, leurs différentes modalités étant appelées "niveaux" qui influencent sur la distribution d'une variable continue à expliquer. Rappelons qu'ANOVA est un test qui généralise le test de student à plus de deux échantillons ou « groupes ». On parle d'analyse à un facteur, lorsque l'analyse porte sur un modèle décrit par un facteur de variabilité, d'analyse à deux facteurs ou d'analyse multifactorielle. Dans la suite, nous parlerons que de l'analyse de variance à simple entrée ou à un facteur de variabilité.

Soient donc k groupes (dans notre cas k événement pluvieux ou k journées de temps sec où on s'intéresse à la variabilité du ratio $\frac{MES}{T}$) $G_1, G_2, \ldots, G_k$ tous issus de distributions :

- Normales ;
- De variance commune σ^2 (mais inconnue) ;
- Indépendantes.

On ignore si les moyennes $a_1, a_2, \ldots, a_k$ de ces distributions sont égales. Le but d'ANOVA est de tester :

L'hypothèse nulle $\mathbf{H_0}$: $a_1 = a_2 = \ldots = a_k = a$ contre

L'Hypothèse alternative $\mathbf{H_1}$: il existe au moins une moyenne a_i différente des autres.

Le test va produire une statistique F, qui s'avérera suivre une distribution de Fisher. La valeur prise par cette statistique sur les groupes permettra éventuellement de rejeter l'hypothèse d'égalité des moyennes.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Décomposition de la variance

Nous noterons :

G_i le groupe numéro i, et n_i son effectif.

a_{ij} la valeur du ratio $\frac{MES_{ij}}{T_{ij}}$ de l'échantillon *j* du groupe G_i.

$\overline{a_i}$ la moyenne de ce groupe : $\overline{a_i} = \frac{\sum_j a_{ij}}{n_i}$

G le groupe réunissant l'ensemble des observations provenant de tous les groupes. Son effectif est $n = \sum_i n_i$ et sa moyenne est $\overline{a} = \frac{\sum_i \sum_j a_{ij}}{n}$.

On part pour cela d'une grandeur directement liée à la variance de *G* : la « Somme des Carrés des Ecarts Totale » (SCE_T), somme des carrées des distances des observations de *G* à sa moyenne. Donc :

$$SCE_T = \sum_i \sum_j (a_{ij} - \overline{a})^2$$

C'est, au facteur $\frac{1}{n-1}$ prés, la variance de G.

En introduisant dans cette expression les moyennes $\overline{a_i}$ des groupes :

$$SCE_T = \sum_i \sum_j \left[(a_{ij} - \overline{a_i}) + (\overline{a_i} - \overline{a})\right]^2$$

Le dernier terme de cette équation est nul car $\sum_j (a_{ij} - \overline{a_i}) = 0$.

Le deuxième terme ne contient pas explicitement *j*. Donc le terme $(\overline{a_i} - \overline{a})^2$ apparait n_i fois dans la somme, et l'on a donc :

$$SCE_T = \sum_i n_i(\overline{a_i} - \overline{a})^2 + \sum_i \sum_j (a_{ij} - \overline{a_i})^2$$

Le premier terme s'interprète comme la somme des écarts liés aux effets intergroupes (SCE_{inter}). Le deuxième terme est la somme des écarts liés à l'intra groupe (SCE_{intra}). Le résultat final est « l'équation de décomposition de la variance » :

$$SCE_T = SCE_{inter} + SCE_{Intra}$$

Le **rapport de corrélation** donne la part de la variabilité totale des données expliquée par l'effet du facteur groupe :

$$R^2 = \frac{SCE_{inter}}{SCE_T}$$

C'est un indice de liaison, pas nécessairement linéaire entre les variables étudiées qui varie entre 0 et 1. Il mesure la qualité de l'ajustement des effets du facteur au travers des moyennes.

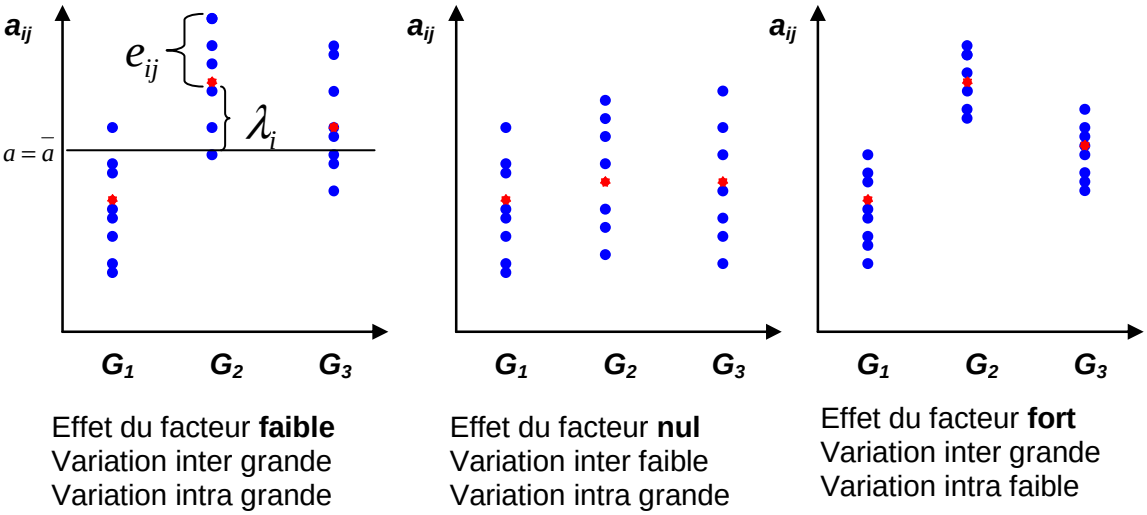


Figure 9: effet du facteur groupe sur la variabilité totale

Sous l'hypothèse alternative : « il ya un effet du groupe et il existe au moins deux moyennes significativement différentes », alors le modèle de l'ANOVA s'écrit sous la forme suivante :

$$a_{ij} = a + \lambda_i + e_{ij}$$

Avec :

e_{ij} variables aléatoire indépendantes suivant une même loi normale $N(0, \sigma)$.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

λ_i : Effet de la modalité i du facteur groupe sur la variable a_{ij} . La *Figure 9* permet de visualiser l'effet du facteur groupe.

Test de l'ANOVA

Les diverses Sommes des carrées des Ecarts obtenues ci-dessus dépendent des observations, et sont donc des variables aléatoires. Nous donnons ici leurs propriétés quand l'hypothèse nulle est vraie, et en déduisons la statistique qui va permettre de transformer l'équation de décomposition de la variance en test. Les théorèmes statistiques nous permettent de démontrer que :

- $(\frac{SCE_{inter}}{\sigma^2}) \approx$ V.A. $\chi^2_{(k-1)}$ Khi-2 à k-1 d.d.l;
- $(\frac{SCE_{intra}}{\sigma^2}) \approx$ V.A. $\chi^2_{(n-k)}$ Khi-2 à n-k d.d.l;

Ces deux variables sont de plus indépendantes ; et donc le rapport

$$F = \frac{\left[\frac{SCE_{inter}}{\sigma^2(k-1)}\right]}{\left[\frac{SCE_{intra}}{\sigma^2(n-k)}\right]} = \frac{\left(\frac{SCE_{inter}}{k-1}\right)}{\left(\frac{SCE_{intra}}{n-k}\right)} = \frac{CM_{inter}}{CM_{intra}}$$ suit une loi de Fisher à (k-1,n-k) d.d.l.

Nous sommes maintenant dans les conditions standards du test de Fisher. Avec un niveau de risque α, l'hypothèse de l'égalité des moyennes sera rejetée ou non.

L'ANOVA compare les moyennes des groupes, mais comme elle ne considère que des distributions normales et de même variance, elle teste en fait l'hypothèse selon laquelle ces distributions sous-jacentes sont identiques. Un test non-paramétrique abandonne l'hypothèse de normalité et compare les moyennes des rangs des observations dans les différents échantillons nommé: « Kruskal-Wallis ». Il est utilisé lorsqu'il faut décider si k groupes indépendants sont issus de la même population. Le test de Kruskal-Wallis est non paramétrique: il ne fait aucune hypothèse sur la forme des distributions sous-jacentes. Comme de nombreux tests non paramétriques, il travaillera non pas sur les valeurs des observations, mais sur leurs rangs, une fois ces observations réunies dans un seul méga-groupe. C'est la

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

raison pour laquelle le test de Kruskal-Wallis est parfois nommé: "ANOVA univariée sur les rangs".

ANOVA et comparaison multiples

ANOVA apporte une réponse satisfaisante sous forme d'un test global d'égalité des moyennes des échantillons. Mais on pourrait envisager une approche consistant à comparer les échantillons deux-à-deux par une série de tests t, et à rejeter l'hypothèse d'égalité des moyennes si au moins un des tests rejette cette hypothèse pour un couple d'échantillons. Cette approche est défectueuse pour la raison suivante. Supposons que les distributions normales dont sont issues les échantillons soient effectivement identiques. Tout se passe alors comme s'il n'y avait qu'une seule distribution, dont on se serve pour créer un certain nombre d'échantillons. Bien que l'on s'attende à ce que les moyennes des différents échantillons soient proches de la moyenne de la distribution, rien n'interdit qu'une telle moyenne soit, par pur hasard, très éloignée de la moyenne de la distribution. En fait, plus grand est le nombre d'échantillons tirés de la distribution, plus grande est la probabilité pour qu'une telle situation se présente.

ANOVA prend en compte automatiquement une telle éventualité, mais pas la suite de tests t sur les paires d'échantillons. Lorsque le nombre d'échantillons comparés augmente, la probabilité pour qu'un des tests t détecte une différence significative des moyennes sur un couple d'échantillon augmente, mais si cela se produit, on ne pourra pas en conclure pour autant que l'ensemble des moyennes présente une hétérogénéité significative. Plus spécifiquement, soit α le niveau de risque pour une ANOVA sur k groupes, et supposons que l'ANOVA ne mette pas en évidence de différence entre les moyennes à ce niveau de risque. Effectuons ensuite les tests t sur toutes les paires d'échantillons au même niveau de risque α. Il est maintenant tout à fait possible qu'au moins un de ces tests mette en évidence une différence significative entre deux moyennes. Autrement dit, l'ensemble des tests t, considéré comme un test unique sur l'ensemble des échantillons, conclura à tort au rejet de l'hypothèse d'égalité des moyennes. Tout se passe donc comme si on avait fait une ANOVA fictive trop intolérante, et donc présentant un risque de première espèce α' supérieur à α. Par exemple, si l'on veut un niveau de risque α à l'issue de *c* comparaisons, chaque comparaison se fera au niveau α' avec :

$\alpha' = 1-(1-\alpha)^c$ (Correction de Sidak)

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Lorsqu'une ANOVA a rejeté l'hypothèse nulle à un certain niveau de risque α, ce rejet se fait "en bloc", sans aucun détail sur les raisons qui l'ont provoqué. Là s'arrêtent les conclusions d'une ANOVA, celle-ci ne permettant pas de pousser plus loin l'analyse afin de préciser quels groupes ont des moyennes significativement différentes de celles des autres groupes. De nombreux tests (dits "**post hoc**", ou "a posteriori") ont été développés dans le but d'analyser plus finement la situation, et de comprendre ce qui a provoqué ce rejet. Parmi ces tests, le test de Tukey HSD.

Test de Tukey HSD

Le test de Tukey est test de comparaison de moyennes par paires, pratiqué à l'issue d'une ANOVA. Il est proposé par John W Tukey (Braun 1994) et basé sur la distribution des écarts studentisés. On souhaite répondre à la question suivante : "quelles sont les paires de groupes pour lesquelles les différences sont significatives ?".

Tableau d'ANOVA :

	SCE	*ddl*	*CM*	*F*
Entre groupes	SCE_{inter}	k -1	CM_{inter}	*F*
Résidu	SCE_{intra}	n - k	CM_{intra}	
Total	SCE_T	n -1		

Pour chaque paire de groupes, l'erreur standard estimée est :

$$E_{ij} = \sqrt{\frac{CM_{intra}}{(\frac{2n_i n_j}{n_i + n_j})}}$$

On ordonne les moyennes par ordre décroissant. Soient $\bar{a}_{Max}$ et $\bar{a}_{Min}$ la plus grande et la plus petite valeur de cet ensemble de moyennes. Lorsque $k > 2$, la quantité : $Q = \frac{\bar{a}_{Max} - \bar{a}_{Min}}{E_{ij}}$

(ou plutôt la quantité $\frac{Q}{\sqrt{2}}$) ne suit pas une loi de Student, car les deux moyennes prises en compte ne sont pas choisies au hasard. On montre que cette quantité suit la loi des écarts studentisés qui prend comme paramètres le nombre de groupes k et le nombre de *n-k*.

Dans le test de Newman-Keuls, qui est aussi un autre test de post hoc on calcule la quantité Q

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pour deux moyennes quelconques, et on considère la loi des écarts studentisés avec comme paramètre r, le nombre "d'échelons" : deux moyennes adjacentes sont distantes de deux échelons, deux moyennes séparées par une 3è sont distantes de 3 échelons, etc. En fait, dès que le nombre de paires augmente, le risque de commettre une erreur de type I dépasse ainsi largement le seuil α fixé par l'expérimentateur.

Le test de Tukey, ou test de la différence franchement significative (HSD : Honestly Significative Différence) consiste à calculer l'expression Q pour toutes les différences de moyennes, en conservant comme loi de distribution, celle de paramètres r et *n-k*. Autrement dit, on calcule les quantités :

$$Q = \frac{\overline{a}_i - \overline{a}_j}{E_{ij}} \quad où \quad \overline{a}_i > \overline{a_j}$$

et on conserve pour Q la distribution des étendues studentisées de paramètres k et ddl. Si $Q_{Obs} > Q_{Crit}$, on conclut à une différence significative entre les deux moyennes constituant la paire.

Au final, on aura procédé qu'à C_k^2 comparaisons au maximum, et une matrice *k*k* permet de classifier les groupes statistiquement semblables dans des méga groupes.

Condition d'utilisation

Les conditions d'utilisation du test de Tukey sont les mêmes que celles de l'ANOVA :

- Normalité des distributions ayant engendré les groupes
- Egalité des variances de ces distributions normales
- Les observations sont indépendantes.

Application cas de Saint-Mihiel

Pour le site de Saint-Mihiel, nous disposons de 27 événements (annexe C), le test de Tukey nous permet de d'obtenir cette matrice (O: oui donc il ya une différence significative au seuil de 5% ; N : Non) :

Cette matrice nous permet après de faire le regroupement de ces événements dans des nouveaux groupes nommés A, B, C, D, E, F, G et H.

Après ce regroupement, nous regroupons les événements semblables dans des nouveaux Méga-groupes nommés Gr1, Gr2, Gr3, Gr4 et Gr5 Le test statistique de Tukey nous permet aussi de vérifier ce regroupement au seuil de signification de 5%, voir inférieur à 0,1%.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

évé	1	2	3	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27
1	X																									
2	N	X																								
3	O	N	X																							
5	N	N	N	X																						
6	N	O	O	O	X																					
7	N	N	O	N	N	X																				
8	N	N	O	N	N	N	X																			
9	N	N	O	N	O	N	N	X																		
10	N	N	N	N	O	N	N	N	X																	
11	N	N	N	N	O	N	N	N	N	X																
12	N	N	N	N	O	N	N	N	N	N	X															
13	N	N	O	N	O	N	N	N	N	N	N	X														
14	N	O	O	O	N	N	N	N	O	N	O	N	X													
15	O	O	O	O	N	O	O	O	O	O	O	O	N	X												
16	N	N	O	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	O	X											
17	O	O	O	O	N	O	N	O	O	O	O	O	N	N	O	X										
18	N	N	O	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N		X									
19	N	N	N	N	O	N	N	N	N	N	N	N	O	O	N	O	N	X								
20	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	X							
21	N	N	N	N	O	N	N	N	N	N	N	N	O	O	N	O	N	N	O	X						
22	N	N	O	N	O	N	N	N	N	N	N	N	O	O	N	O	N	N	O	N	X					
23	N	N	N	N	O	N	N	N	N	N	N	N	O	O	N	O	N	N	O	N	N	X				
24	O	N	N	N	O	N	O	N	N	N	N	N	O	O	N	O	O	N	O	N	N	N	X			
25	N	N	N	N	O	N	N	N	N	N	N	N	O	O	N	O	N	N	O	N	N	N	N	X		
26	N	O	O	O	N	N	N	N	O	N	O	N	N	N	N	N	N	O	O	O	O	O	O	O	X	
27	N	N	O	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	O	N	N	N	O	N	N	X

Matrice de Tukey; O: différence significative au seuil 5%, N: différence non significative au seuil 5%

Modalités	Moyenne	Regroupements							
ev20	1,344	A							
ev3	1,101		B						
ev24	1,066		B	C					
ev12	1,035		B	C	D				
ev10	1,018		B	C	D				
ev21	1,018		B	C	D				
ev23	1,004		B	C	D				
ev19	0,995		B	C	D				
ev2	0,981		B	C	D				
ev11	0,976		B	C	D				
ev5	*0,975*		*B*	*C*	*D*	*E*			
ev25	*0,964*		*B*	*C*	*D*	*E*			
ev22	*0,960*			*C*	*D*	*E*			
ev9	*0,939*			*C*	*D*	*E*			
ev13	*0,935*			*C*	*D*	*E*			
ev7	*0,932*			*C*	*D*	*E*			
ev16	*0,898*				*D*	*E*	*F*		
ev1	*0,888*				*D*	*E*	*F*		
ev8	*0,844*				*D*	*E*	*F*	*G*	
ev18	*0,835*				*D*	*E*	*F*	*G*	*H*
ev27	*0,824*				*D*	*E*	*F*	*G*	*H*
ev14	*0,794*					*E*	*F*	*G*	*H*
ev6	*0,794*						*F*	*G*	*H*
ev26	*0,790*						*F*	*G*	*H*
ev17	*0,674*							*G*	*H*
ev15	*0,657*								*H*

Regroupement des événements après le test de Tukey

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Test non-paramétrique

Test de Mann-Whitney

Test d'hypothèse non paramétrique utilisé pour comparer les distributions de deux échantillons statistiques. Il fonctionne, non pas à partir des valeurs précises observées, mais à partir des rangs de ces valeurs interclassées.

Si les variables aléatoires X et Y dont proviennent respectivement les deux échantillons ont même loi, elles ont en particulier même espérance mathématique, et c'est très souvent comme test de l'hypothèse dérivée «$\mu_X = \mu_Y$» que le test de Mann-Whitney est utilisé.

L'hypothèse (réellement testée) H_0 = «X et Y ont même loi » a pour conséquence immédiate la symétrie $P(X \leq Y) = P(X \geq Y)$ (si les lois sont continues, on a par surcroît $P(X = Y) = 0$, et donc $P(X \leq Y) = P(X \geq Y) = 1/2$). La mise en œuvre du test de Mann-Whitney est une simple exploitation de cette égalité des probabilités symétriques.

- Données. Deux séries :
  - un échantillon (x_1, x_2, ...,x_{nX}) de n_X valeurs observées d'une variable aléatoire numérique X d'espérance mathématique μ_X
  - un échantillon (y_1, y_2, ...,y_{nY}) de n_Y valeurs observées d'une variable aléatoire numérique Y d'espérance mathématique μ_Y ;
- Hypothèse nulle (réellement testée) H_0 = « X et Y ont même loi » contre H_1 alternative.
- Hypothèse dérivée. H0 = «$\mu X = \mu Y$ » contre H1 = «$\mu_X \neq \mu_Y$ »
- Déroulement technique du test
  1. On classe les $n_X + n_Y$ valeurs observées par ordre croissant.
  2. On calcule le nombre U_{YX} d'inversions $y_i < x_j$ (s'il y a des ex-æquos, on compte pour tout couple $y_i = x_j$).
  3. On calcule la valeur observée de la variable de test : $U = \dfrac{\left| U_{YX} - \dfrac{n_X \times n_Y}{2} \right|}{\sqrt{\dfrac{n_X \times n_Y (n_X + n_Y + 1)}{12}}}$

Les valeurs de référence de la variable de test sont à lire soit dans des tables spécifiques pour les petites valeurs de n_X et n_Y, soit dans la table de la loi normale (centrée réduite), pour le risque bilatéral α.

- Conditions et précautions
  - Il n'y a aucune condition sur la loi commune à X et Y ;
  - par contre, la loi normale (centrée réduite) est la loi limite pour la variable de test, ce qui induit une condition de taille si l'on ne dispose pas de table spécifique ; il est classique de demander n_X et $n_Y \geq 10$ pour pouvoir se référer à la table de la loi normale.

Il règne un certain flottement dans l'appellation de ce test. Il existe en effet un test de *Wilcoxon* qui teste les mêmes hypothèses dans la même situation, en calculant la somme des rangs au lieu de compter les inversions du classement. Ces deux tests sont complètement équivalents (la variable W_X du test de Wilcoxon et la variable U_{YX} du test de Mann-Whitney sont liées par la relation $U_{YX} = W_X - \frac{n_X(n_X+1)}{2}$. Dans certains ouvrages, les appellations sont permutées.

Test de Wilcoxon (pour les séries appariées)

Test d'hypothèse non paramétrique utilisé pour contrôler l'absence de « différence systématique» dans un échantillon statistique constitué « par paires ».

La situation de base este celle de couples de variables numériques (*Xi, Yi*), dont chacun donnera lieu à une observation couplée. Les lois des *Xi* et des *Yi* ne font pas l'objet d'un présupposé d'uniformité et l'on postule seulement que les différences *Di = Yi – Xi* suivent toutes la loi d'une même variable Z, et l'hypothèse H_0 est la symétrie de cette loi. Cette symétrie peut être contrôlée par le test de signes, qui ne prend en compte que les signes des différences.

- Données. Deux séries :
  - un échantillon (x_1, x_2, ...,x_{nX}) de n_X valeurs observées d'une variable aléatoire numérique X d'espérance mathématique μ_X
  - un échantillon (y_1, y_2, ...,y_{nY}) de n_Y valeurs observées d'une variable aléatoire numérique *Y* d'espérance mathématique μ_Y ;
- Hypothèse nulle (réellement testée) H_0 = « *X* et *Y* ont même loi » contre H_1 alternative.
- Hypothèse dérivée. H0 = «$\mu X = \mu Y$ » contre H1 = «$\mu_X \neq \mu_Y$ »
- Déroulement technique du test
  1. On classe les $n_X + n_Y$ valeurs observées par ordre croissant.
  2. On calcule la somme W_X des rangs des valeurs de la variable X (s'il y a des ex-æquos, on leur attribue le rang moyen).
  3. On calcule la valeur observée de la variable de test : $W = \frac{\left| W_X - \frac{n_X \times (n_X + n_Y + 1)}{2} \right|}{\sqrt{\frac{n_X \times n_Y (n_X + n_Y + 1)}{12}}}$

Les valeurs de référence de la variable de test sont à lire soit dans des tables spécifiques pour les petites valeurs de n_X et n_Y, soit dans la table de la loi normale (centrée réduite), pour le risque bilatéral α.

- Conditions et précautions
  - Il n'y a aucune condition sur la loi commune à X et Y ;
  - par contre, la loi normale (centrée réduite) est la loi limite pour la variable de test, ce qui induit une condition de taille si l'on ne dispose pas de table spécifique ; il est classique de demander n_X et $n_Y \geq 10$ pour pouvoir se référer à la table de la loi normale.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Test d'ajustement de Kolmogorov-Smirnov

Test non paramétrique qui compare la distribution d'un échantillon statistique à une distribution fixée (par exemple : loi exponentielle de paramètre λ spécifié, ou loi normale d'espérance et de variance spécifiées). Les distributions (lois) sont représentées par leurs fonctions de répartition, utilisées pour l'exécution du test.

- Données. Un échantillon (x_1, x_2, ..., x_n) de *n* valeurs observées d'une variable aléatoire numérique X de fonction de répartition F(x).
- Hypothèse testée. H_0 = « $F = F_0$ » contre H_1 = « $F \neq F_0$ »
- Déroulement technique du test :
  1. a. On ordonne les valeurs observées de l'échantillon – on suppose ce rangement effectué, soit, en gardant les notations initiales :$x_1 \leq x_2 \leq ... \leq x_n$
  1. b. Puis on pose :

$$F(x_1) = \frac{1}{n},\ F(x_2) = \frac{2}{n}, ..., F(x_n) = \frac{n}{n} = 1$$

ce qui définit les « marches » de la fonction de répartition observée, qui est une fonction « en escalier ».

  2. on pose alors :

$$K^+ = \sup_x \left(F(x) - F_0(x)\right) = \max_{1 \leq j \leq n} \left(\frac{j}{n} - F_0(x_j)\right)$$

$$K^+ = \sup_x \left(F_0(x) - F(x)\right) = \max_{1 \leq j \leq n} \left(F_0(x_j) - \frac{j-1}{n}\right)$$

La valeur observée de la variable du test est $K = \sup_x \left|F(x) - F_0(x)\right| = \max\left(K^+, K^-\right)$

Les valeurs de référence de la variable de test sont à lire dans les tables de la loi « du Δ » de Kolmogorov-Smirnov, elles dépendent de la taille *n* de l'échantillon et du risque α.

Valeurs limites : si *Dn* est la variable aléatoire tabulée, telle que $\sqrt{n}D_n$ converge en loi vers la loi « du Δ » de Kolmogorov-Smirnov lorsque $n \to \infty$, et si *dn(α)* est la valeur critique de *Dn* définie par $P\left(D_n > d_n(\alpha)\right) = \alpha,$ on a $d_n(0.05) = \frac{1.358}{\sqrt{n}}$.

- Conditions et précautions

- Il n'y a pas d'autre précaution que de fixer complètement la loi de référence (donc en particulier d'éviter toute estimation de paramètres) ;
- Lorsqu'il faut estimer des paramètres, la loi de référence de la variable de test n'est pas connue mais il existe des tables obtenues par simulation (*Biometrika Tables*).

Sources

Lehmann E.L (1975). Nonparametrics: Statistical Methods Based on Ranks. Holden-Day, San Francisco.
François Dress (2004) : Probabilités et statistiques de A à Z. Dunod, Paris, (205 page).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXE E

Erreurs systématiques et covariances d'erreurs

Soient deux valeurs « conventionnellement vraies » de mesurande X_i et X_j.

Les valeurs mesurées seront X_i+e_i et X_j+e_j avec e_i et e_j des erreurs de mesure inconnues, que réalisations des variables aléatoires ε_i et ε_j que l'on peut décrire, par exemple par une distribution normale caractérisée par une moyenne et un écart-type.

Si e_i et e_j comportent une composante systématique h(X), on peut écrire :

$e_i = h(X_i) + d_i$
$e_j = h(X_j) + d_j$

La composante aléatoire d est une réalisation d'une variable aléatoire δ de moyenne nulle.
Cette composante est définie par deux caractéristiques :

- On peut obtenir plusieurs réalisations de cette variable par des expériences de répétabilité (des réalisations différentes apparaissent spontanément lors d'une mesure en continu lorsque la cadence d'échantillonnage est supérieure aux périodes caractéristiques des variations du mesurande)
- La dispersion de δ peut dépendre de la valeur du mesurande, mais ses réalisations sont indépendantes pour différentes valeurs de ce mesurande.

La composante systématique h(X) est définie par le fait qu'elle se reproduit à l'identique lors d'expérience de reproductibilité, mais elle inconnue et à ce titre elle peut être considérée comme une réalisation d'une variable aléatoire $\eta(X)$. Différentes réalisations de $\eta(X)$ peuvent être potentiellement obtenues par des expériences de reproductibilité. Des réalisations différentes peuvent apparaitre spontanément par des phénomènes de dérive.

On peut donc écrire selon la forme des erreurs aléatoires:
$\varepsilon = \eta(X_i) + \delta$
ou
$\varepsilon = \eta(X_i) + \delta(X_i)$

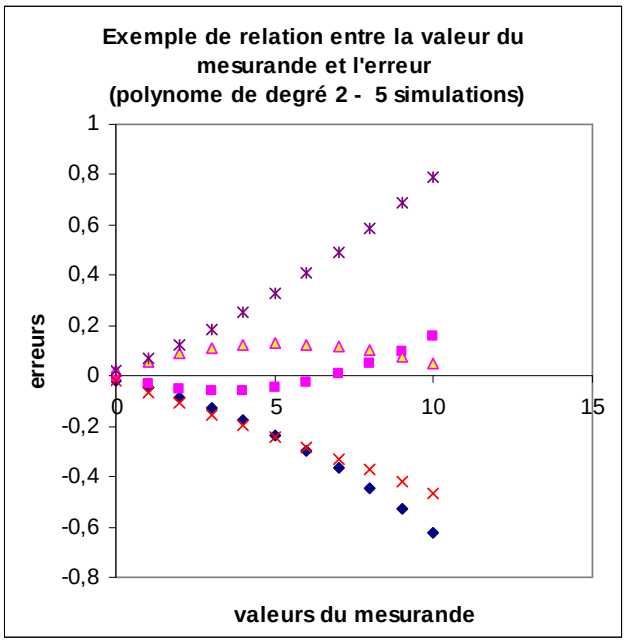
Le caractère systématique s'accompagne souvent du fait que les valeurs $h_j(X_i)$ de différentes réalisations (indicées par j) de $\eta(X)$ pour différentes valeurs de X_i ne sont pas indépendantes: elles sont reliées par une loi dont la forme est fixe mais sont les paramètres varient. Un exemple d'une telle loi est celle qui relie les erreurs de linéarité d'une courbe d'étalonnage, ou encore celle qui relie les erreurs due à une influence de la température. Les différentes réalisations des $h_j(X_i)$ correspondent alors à différentes réalisations des paramètres de cette loi.

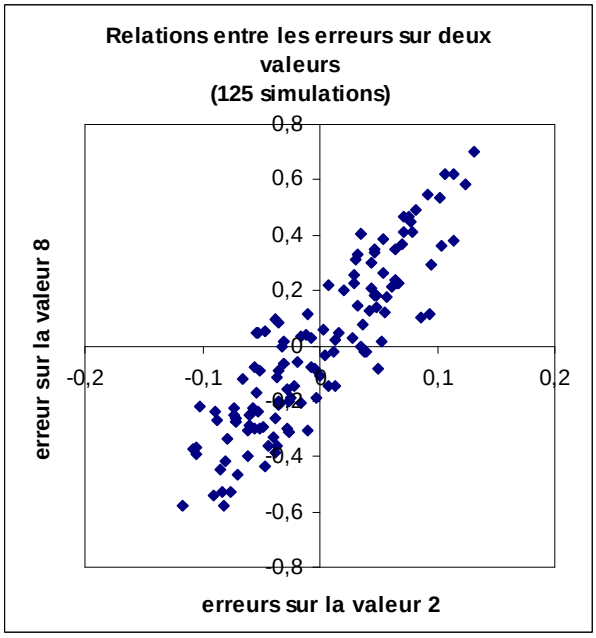
$h_j(X_i) = h_j(X_j)$ (erreur systématique fixe à un instant donné) est la forme la plus simple d'une

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

telle loi, mais on peut aussi rencontrer $h_j(X_i)/X_i = h_j(X_j)/X_j$ ou des formes plus complexes. Par exemple l'erreur de linéarité d'un appareil peut être représentée comme une fonction polynômiale de la valeur mesurée, même si les paramètres de ce polynôme ne sont pas connus : la relation entre l'erreur de linéarité et la valeur mesurée a une forme régulière, et ne présente qu'un ou deux extremums. Il faudra cependant faire des hypothèses sur les lois de distribution de ces paramètres si on veut évaluer l'effet de ces erreurs, par exemple par une simulation de Monte-Carlo.

Les figures suivantes, obtenues par ce type de simulation, illustrent la corrélation entre les erreurs induites sur deux valeurs arbitraires par une erreur systématique dépendant de la valeur mesurée suivant un polynôme de degré 2, dont les paramètres sont tirés aléatoirement dans des lois uniformes. Ce type de graphique ne peut être obtenu que par simulation : pour des données réelles, non seulement les erreurs sont inconnues (on ne peut donc pas en pratique tracer le graphique de droite), mais la loi liant les erreurs et surtout la distribution de ces paramètres sont inaccessibles à l'expérimentation dans des conditions économiquement raisonnables.





On pourrait aussi définir le caractère systématique d'une erreur pas les covariances non nulles entre les variables aléatoires associées à différentes occurrences du mesurande.

Si on admet que les erreurs aléatoires sont indépendantes entre elles et des erreurs systématiques, on a :

$$\mathrm{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = \mathrm{cov}(\eta(X_i)+\delta_i, \eta(X_j)+\delta_j)$$
$$= \delta_i.\ \delta_j.\mathrm{cov}(\eta(X_i), \eta(X_j)) + X_i.X_j.\mathrm{cov}(\delta_i, \delta_j) + X_i.\ \delta_j.\ \mathrm{cov}(\delta_i, X_j) + + X_j.\ \delta_i.\ \mathrm{cov}(\delta_j, X_i)$$
$$= \delta_i.\ \delta_j.\mathrm{cov}(\eta(X_i), \eta(X_j))$$

Mais il est tout aussi problématique de connaître les valeurs des covariances associées à tous les couples de valeurs, hormis les couples $X_i(t)$, $X_i(t+\Delta t)$. Et même si on postule ces valeurs par hypothèse, les simulations qui les utiliseraient seraient excessivement lourdes.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXE F

Analyse des erreurs résiduelles impliquée par la relation MES-Turbidité forcée à l'origine

Nous supposons dans ce paragraphe que les sources des erreurs résiduelles impliquées par le modèle linéaire forcé à l'origine sont les incertitudes de mesure de la concentration en MES, les incertitudes de mesure de la turbidité et la variation des caractéristiques des particules durant l'événement pluvieux.

En effet, s'il n'y a pas des variations des caractéristiques des particules au cours d'un événement pluvieux et il n'y a pas d'incertitudes qui affectent la mesure de la turbidité et de la concentration en MES, la relation entre la concentration en MES et la turbidité devrait être $MES = a \times T$ à tout instant.

Nous décomposons la variance des ces erreurs résiduelles pour évaluer la part de chaque source à cette variance.

Méthodologie de calcul

Pour un événement pluvieux d'indice *i* et de nombre n_i de couple (*T, MES)*, nous calons un modèle forcé à l'origine. L'équation de ce modèle est $MES = a_i \times T$. La concentration MES_{ij} sera alors :

$MES_{ij} = a_i \times T_{ij} + \varepsilon_{ij}$ où ε_{ij} est le résidu impliqué par la droite $MES = a_i \times T$.

En minimisant la somme des erreurs résiduelles ε_{ij} par rapport à la pente de cette droite a_i, nous obtenons une valeur $\tilde{a}_i$ estimée de a_i, elle vaut :

$$\Xi = \sum_{j=1}^{n_i} \varepsilon_{ij}^{\ 2} = \sum_{j=1}^{n_i} \left(MES_{ij} - a_i \times T_{ij} \right)^2 \Rightarrow \frac{\partial \Xi}{\partial a_i} = 0 \Rightarrow \boxed{\tilde{a}_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} \left(T_{ij} \times MES_{ij} \right)}{\sum_{j=1}^{n_i} T_{ij}^{\ 2}}}$$

Si les mesures de la concentration en MES et de la turbidité ne sont pas attachées

d'incertitudes, la seule source des erreurs résiduelles sera la variation des caractéristiques optiques et géométriques des particules durant l'événement pluvieux. En revanche, la présence d'incertitudes sur les mesures de MES et de la turbidité fait augmenter la variance de ces erreurs (*Figure 10*).

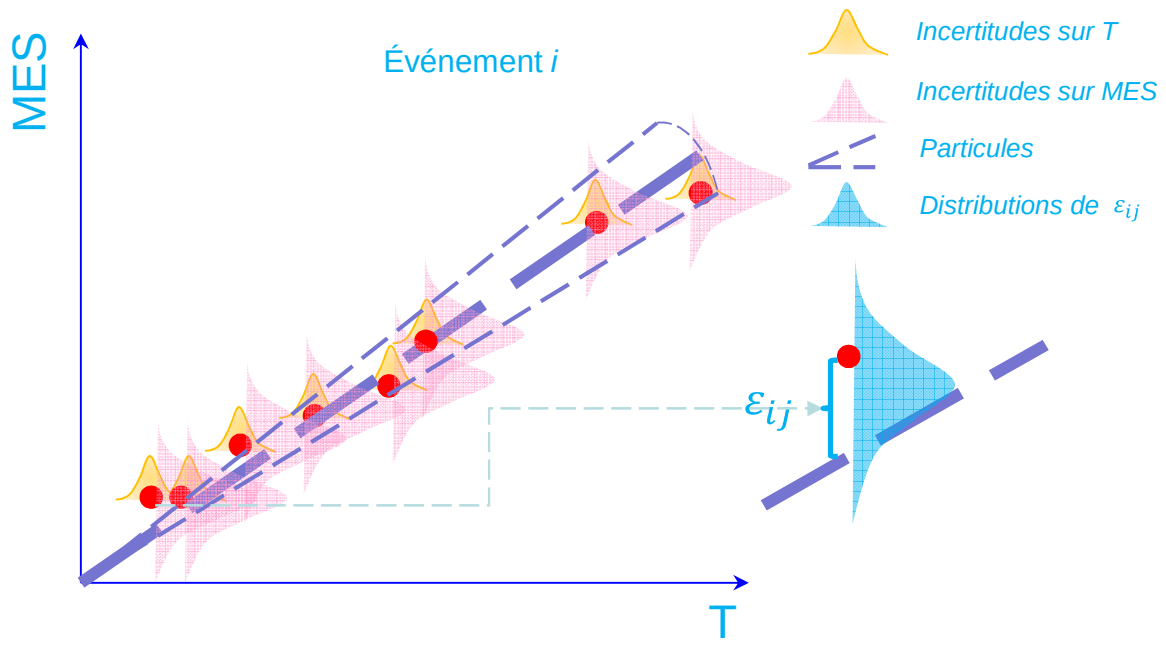


Figure 10: Illustration des trois sources qui contribue à la variance des erreurs résiduelles

L'erreur résiduelle ε_{ij} de l'échantillon j de l'événement i est donnée par :

$$\varepsilon_{ij} = MES_{ij} - a_i \times T_{ij}$$

En utilisant la formule de propagation des incertitudes à l'ordre 1 (en négligeant les termes de covariances), la variance de cette erreur sera approchée par :

$$\sigma_{\varepsilon_{ij}}{}^2 \approx \left(\frac{\delta\varepsilon_{ij}}{\delta MES_{ij}}\right)^2 \sigma_{MES_{ij}}{}^2 + \left(\frac{\delta\varepsilon_{ij}}{\delta T_{ij}}\right)^2 \sigma_{T_{ij}}{}^2 + \left(\frac{\delta\varepsilon_{ij}}{\delta a_i}\right)^2 \sigma_{a_{ij}}{}^2 \approx \sigma_{MES_{ij}}{}^2 + \tilde{a}_i{}^2 \times \sigma_{T_{ij}}{}^2 + T_{ij}{}^2 \times \sigma_{a_i}{}^2$$

Ce qui montre que la variance de résidu résulte de la combinaison de trois termes qui pourraient être associés aux trois sources de variations définies ci-dessus. La *Figure 10* montre une illustration de ces trois sources. Le terme $\sigma_{MES_{ij}}{}^2$ est associé aux incertitudes de mesure de la concentration en MES, le terme $\tilde{a}_i{}^2 \times \sigma_{T_{ij}}{}^2$ est associé aux incertitudes de mesure de la turbidité et le terme $T_{ij}{}^2 \times \sigma_{a_i}{}^2$ pourrait être associé à la variabilité des caractéristiques

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

des particules si nous supposons que la variation des rapports a_{ij} est due à la variabilité des particules.

Nous faisons une démarche inverse : On peut estimer $\sigma_{\varepsilon_{ij}}{}^2$ à partir de la variance résiduelle :

$s_{\varepsilon_{ij}}{}^2 = \dfrac{\sum_{i=1}^{n_i}\left(\varepsilon_{ij} - \overline{\varepsilon_{ij}}\right)^2}{n_i - 1}$ Où $\overline{\varepsilon_{ij}}$ est la moyenne de ε_{ij} qui est différente de zéro dans le cas d'un modèle forcée à l'origine. Ensuite, le terme $T_{ij}{}^2 \times \sigma_{a_i}{}^2$ sera estimé par différence.

Les résultats seront illustrés en pourcentages de contribution de chaque source en fonction de la turbidité T_i pour un événement pluvieux et un pourcentage moyen de chaque source à l'échelle de l'événement pluvieux. Ainsi, nous faisons ce calcul pour la relation globale sur chaque site en mélangeant tous les événements.

Résultats

Pour les différentes valeurs de turbidité d'un échantillon (*Figure 11*), pour toutes les relations individuelles des événements pluvieux sur les deux sites (*Figure 12)* et pour la relation globale sur le site de CB (*Figure 13*) (même résultats obtenus sur le site de SM), la part majeur de la variance des erreurs résiduelles est due principalement aux incertitudes de mesure de la concentration en MES. Plus de 65% de cette variance est due à ces incertitudes. La variation des caractéristiques des particules contribue à peu près deux fois plus que les incertitudes de mesure de la turbidité.

Ce qui montre que les erreurs résiduelles par rapport à un modèle linéaire forcée à l'origine sont dues principalement aux incertitudes de mesure de la concentration en MES. Mais aussi, les deux autres sources peuvent apportée environ 35% de la variance de ces erreurs et surtout la variation des caractéristiques des particules.

Ces résultats peuvent corroborer les hypothèses des (Bertrand-Krajewski et al. 2008a, Bertrand-Krajewski 2004) qui supposent que les erreurs résiduelles sont dues principalement aux incertitudes de mesures de la concentration en MES et de la turbidité. Pour cela ces auteurs n'introduisent pas ces erreurs résiduelles dans le calcul de l'intervalle de confiance de la concentration en MES estimée à partir de la turbidité mais ils tiennent compte de ces

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

incertitudes de mesure de MES et de la turbidité dans leurs calculs.

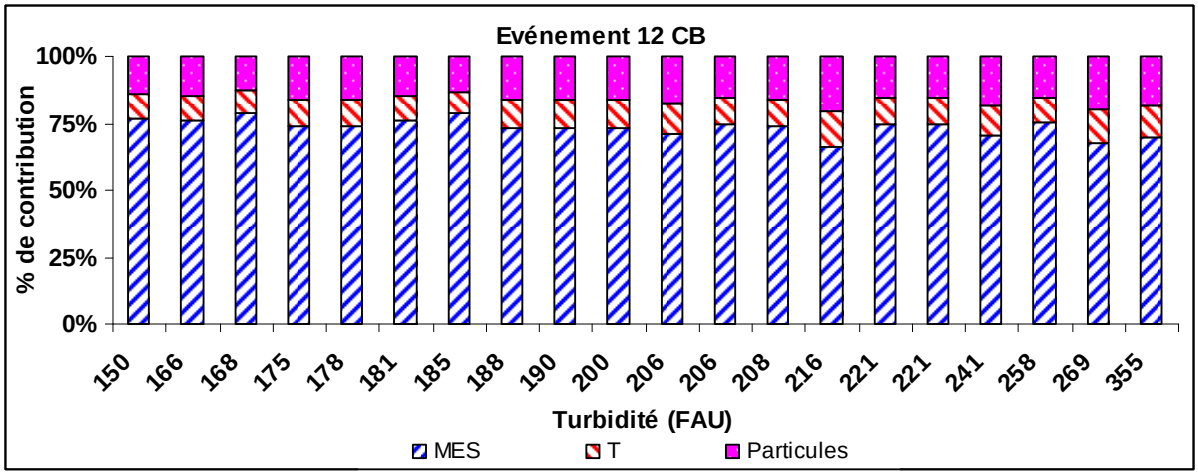


Figure 11: Décomposition de la variance des erreurs résiduelles en fonction de la turbidité des échantillons prélevés et pour chaque source de variabilité pour l'événement 12 au site de CB

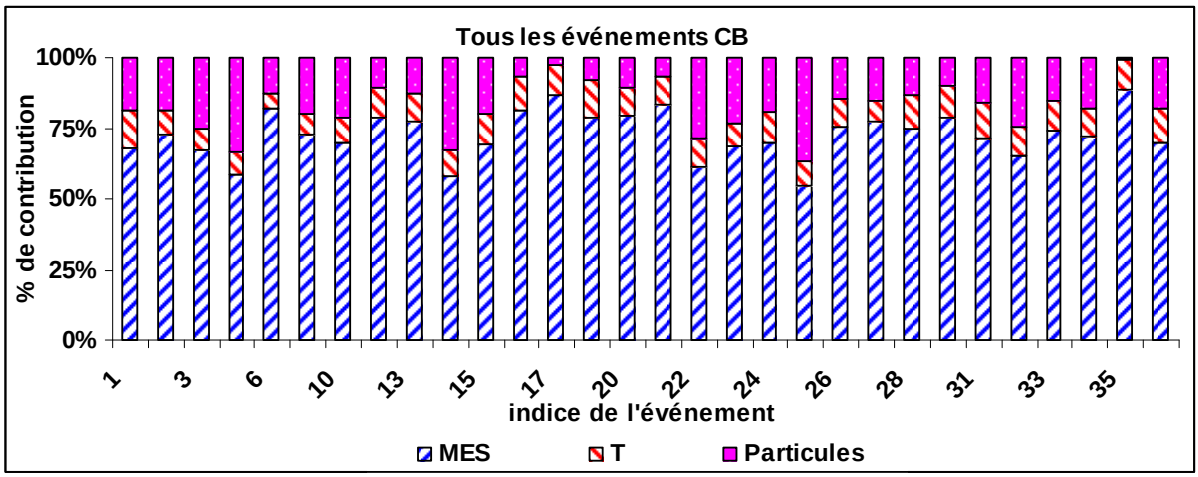


Figure 12: pourcentage moyen de chaque source qui contribue à la variance des erreurs résiduelles par rapport à des relations individuelles forcées à l'origine sur le site CB

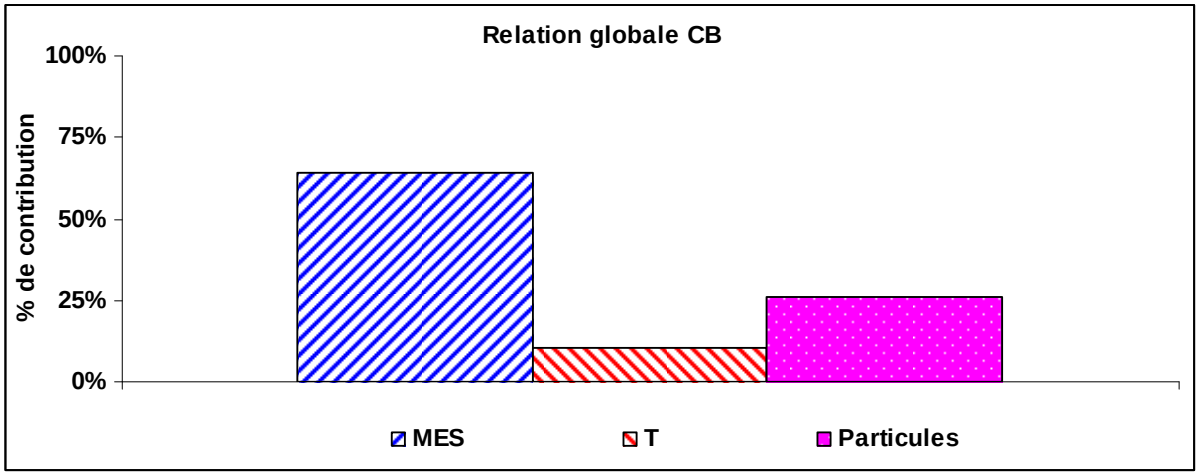


Figure 13: Pourcentage moyen de chaque source qui contribue à la variance des erreurs résiduelles par rapport à une relation globale forcée à l'origine pour le site de CB

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXE G

METHODE DE MONTE CARLO

La simulation de Monte Carlo est un outil statistique puissant pour résoudre des problèmes mathématiques complexes ou plus exactement pour approcher leur solution aussi précisément que souhaité. Cette méthode est utilisée pour estimer les incertitudes de mesure Y (grandeur de sortie) à partir des incertitudes des grandeurs d'entrée $X_{i\ (i\in\{1,\ldots,n\})}$. La grandeur d'entrée Y pourrait être une fonction explicite ou implicite en $X_{i\ (i\in\{1,\ldots,n\})}$ $\left(Y = f\left(X_{i\ (i\in\{1,\ldots,n\})}\right)\right)$.

La procédure de l'évaluation de l'incertitude de mesure par la méthode de simulation Monte Carlo, illustrée *Figure 14*, peut être effectuée par l'intermédiaire des étapes suivantes :

- Création de l'équation du modèle pour le mesurande en fonction des paramètres individuels $Y = f\left(X_{i\ (i\in\{1,\ldots,n\})}\right)$;
- Choix des sources d'incertitude;
- Identification de la fonction de densité de probabilité PDF correspondant à chaque source d'incertitude ;
- Choix du nombre k d'essais de Monte-Carlo (en général, k = 10000 de valeurs pour espérer avoir le plus petit niveau de confiance de 95% (ISO/IEC 2008)) ;
- Simulation de k échantillons de chaque source d'incertitude X_i, considérée comme une variable aléatoire avec une fonction de densité de probabilité PDF. La simulation pourrait être faite en tenant compte des corrélations entre les variables si elles existent (voir après Annexe : Transformation de Nataf) ;
- Calcul des k résultats en appliquant l'équation qui a été défini pour le mesurande Y;
- Synthèse de l'information obtenue sur le mesurande en restituant :
    i. L'espérance mathématique (Moyenne) ;
    ii. L'écart-type (non demandé par la norme) ;

iii. L'intervalle le plus court au niveau de probabilité spécifié (souvent 95%).

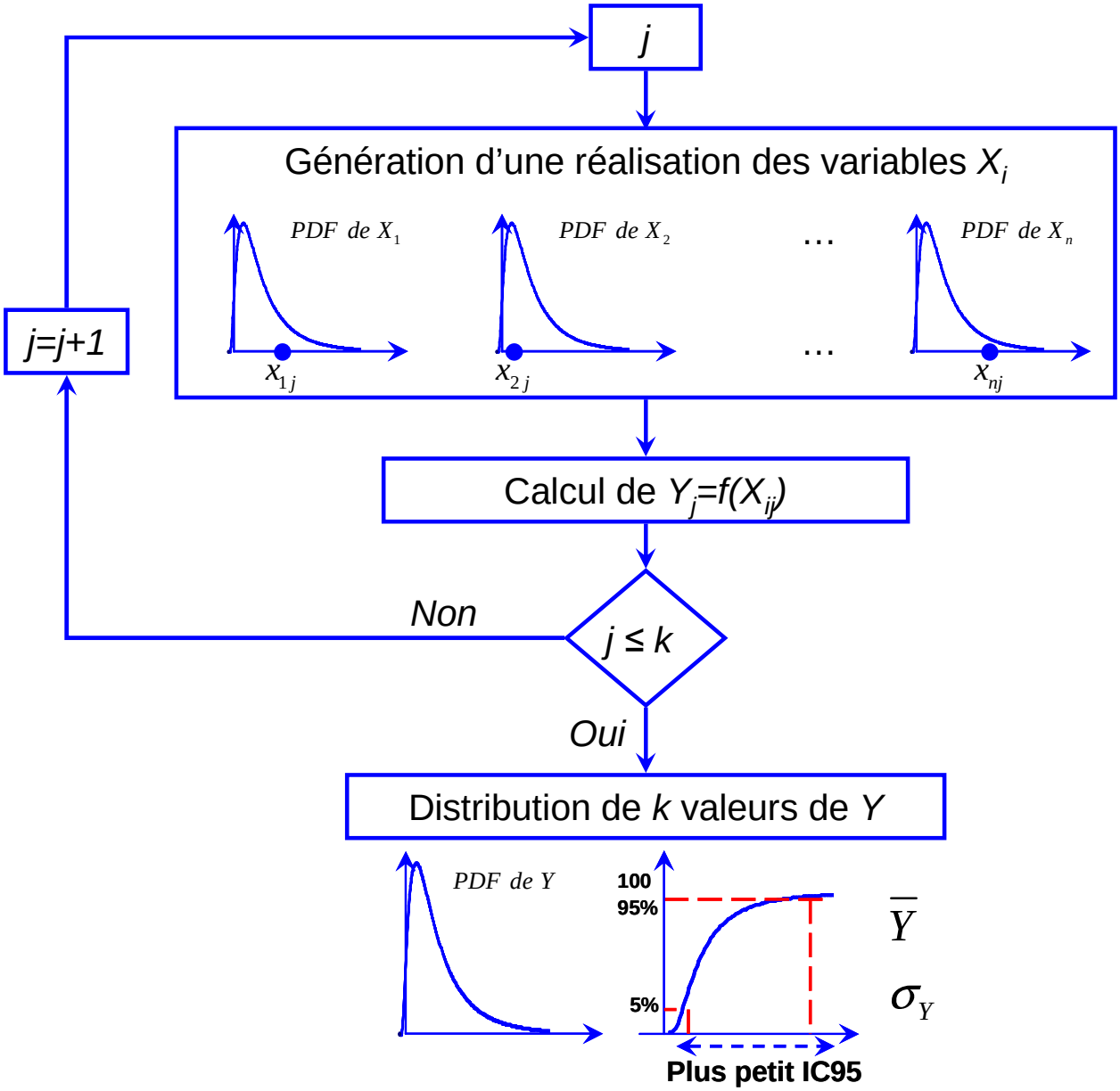


Figure 14: Procédure de simulations de Monte Carlo

Références

ISO/IEC (2008) ISO/IEC Guide 98-3/Suppl.1:2008(E) Uncertainty of measurement - Part 3: Guide to the expression of uncertainty in measurement (GUM:1995) Supplement 1: Propagation of distributions using a Monte Carlo method. Geneva (Switzerland): ISO, 2008, 98 p.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXE H

Variabilité inter-mensuelles et intra-journalières des débits, des flux et des turbidités d'eaux de temps sec

Variabilité calendaire et mensuelle

Nous détaillons ici les résultats présentés dans le chapitre 8 en triant les données selon des critères temporels potentiellement explicatifs, tels ceux de l'activité économique ou les variations saisonnières.

Les *Figure 15* et *Figure 16* présentent les boîtes à moustaches du volume journalier, de la masse journalière, rapportés au « EHN », et de la turbidité moyenne journalière des jours de temps sec pour les deux sites en fonction du mois pour les jours ouvrables et les jours fériés. Les effectifs (nombre des jours) de ces boîtes sont donnés par le.

Sur le site des Quais, la *Figure 15* met en évidence des variabilités inter et intra mensuelles significatives pour les volumes et les masses journaliers, que ce soit pour les jours ouvrables ou pour les jours fériés. Cette variabilité est supérieure à celle de Clichy (*Figure 16*).

Sur Clichy, la variabilité globale du volume et de la masse est réduite par une stratification mensuelle, alors que sur le site des Quais la variabilité à l'échelle intra mensuelle est de même ordre qu'à l'échelle inter mensuelle.

Les mois de juillet et août sont les moins chargés en masse équivalente et moins concentrés que les autres mois de l'année. La variation de masse est naturelle du fait de la plus faible population et de la baisse des activités en période estivale. La variation de concentration signifierait que cette variation de flux s'accompagne d'une variation des ratios de consommation d'eau, voire d'une variation de la nature des particules se répercutant sur la relation MES-turbidité, mais nous n'avons aucun élément permettant de tester cette hypothèse. Pour les autres mois la turbidité est assez stable à l'échelle inter mensuelle, ce qui n'est pas le cas pour le débit, et par voie de conséquence pour le flux. Les mois d'automne, octobre, novembre et décembre ont une variabilité intra-mensuelle plus importante que celle des autres mois. Cette variabilité correspond à une grande variabilité du débit minimum nocturne alors que contre toute attente la turbidité reste stable, ce qui entraine une variabilité des flux. Nous n'avons pas trouvé d'explication à ce phénomène qui est aussi observé sur le

site des Quais, mais de façon moins nette.

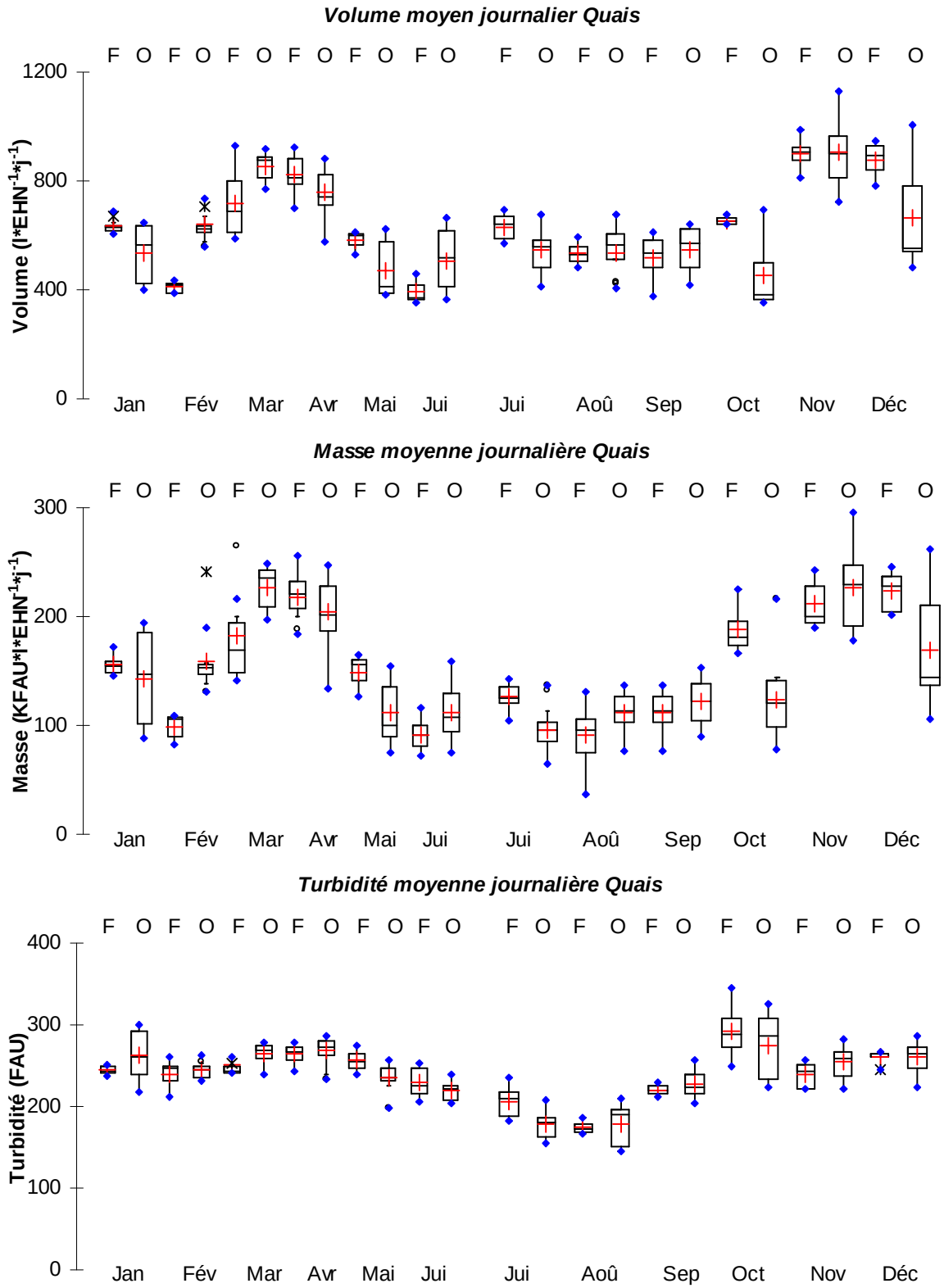


Figure 15: Variabilité mensuelle des valeurs moyennes journalières de volume, de masse et de turbidité sur le site des Quais

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

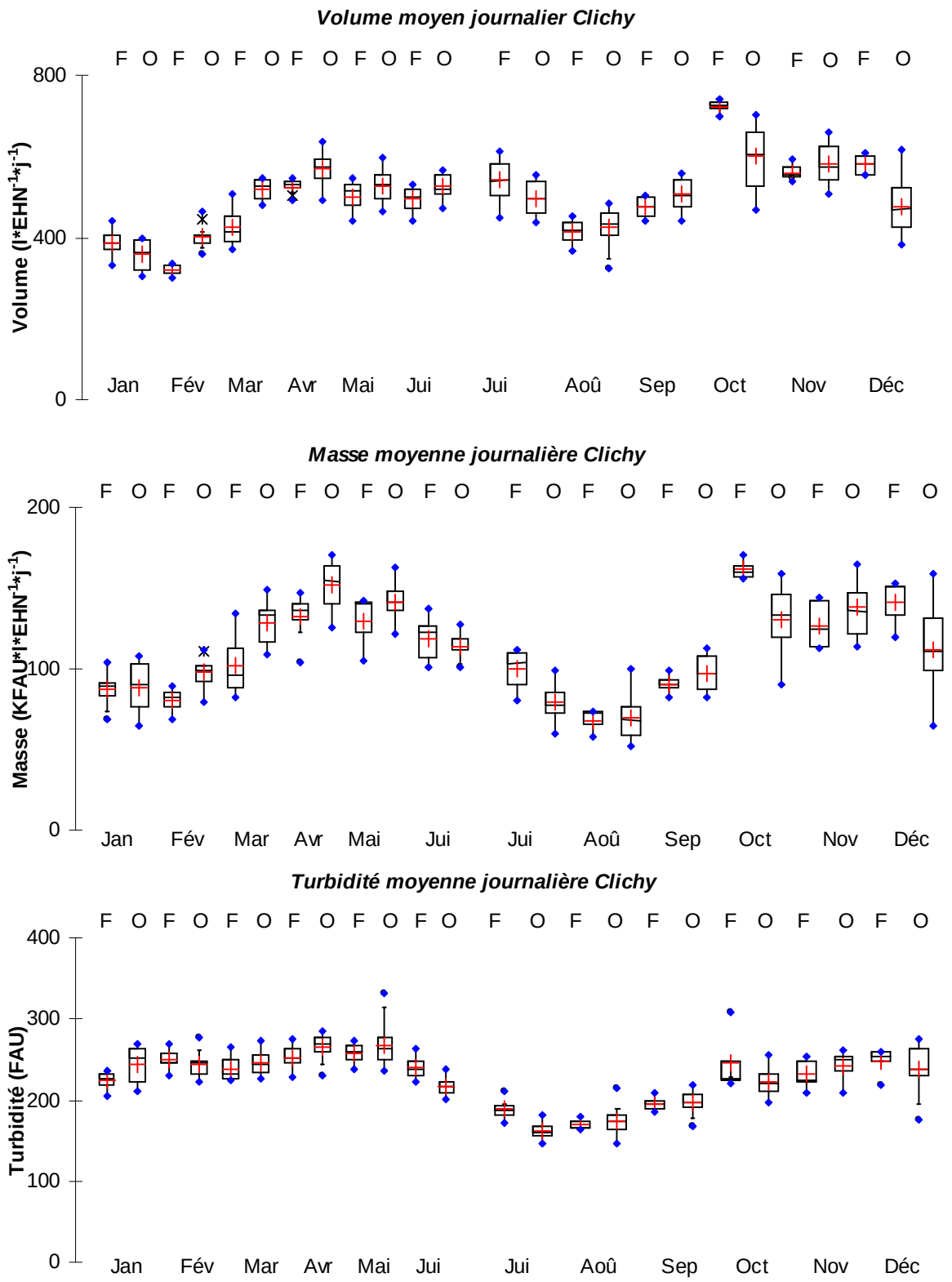


Figure 16 : Variabilité mensuelle des valeurs moyennes journalières de volume, de masse et de turbidité sur le site de Clichy

Toujours sur le site de Clichy, les valeurs moyennes de contribution en volume et masse journaliers des jours fériés semblent inférieures à celles des jours ouvrables sauf pour les mois

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

octobre et décembre. Ceci pourrait être dû essentiellement au débit minimum nocturne qui est élevés pour ces jours fériés durant ces deux mois.

Sur le site des Quais, la différence de production en volume et masse journaliers des jours fériés et des jours ouvrables est aléatoire entre les mois.

Analyse des variations intrajournalières

L'analyse des variations intrajournalières peut permettre d'identifier différentes contributions au débit et au flux d'eaux usées totales sous certaines hypothèses. Ainsi (Aumond and Joannis 2006, Kafi-Benyahia et al. 2006a, Bares et al. 2011, Aumond and Joannis 2008) identifient le flux d'eaux usées comme un mélange d'eaux claires à débit constant à l'échelle de la journée et d'eaux usées strictes à concentration constantes. Sous ces hypothèses la relation entre débit et flux est linéaire, avec une pente égale à la concentration des eaux usées et une abscisse à l'origine égale au débit d'eaux claires.

Cette interprétation n'est pas adaptée au site de Clichy pour lequel les courbes flux en fonction du débit de jours de temps sec se présentent sous forme de boucles qui peuvent être décrites d'une manière simplifiée en distinguant deux phases deux phases quasi linéaires de pentes différentes (*Figure 17*): (a) une phase (appelée phase 2) est approximativement entre 06h et 11h, et (b) une autre phase (appelée phase 1) avec une turbidité plus forte que celle de la phase 2 et qui se situe approximativement entre 00h-06h et 12h-24h avec une phase de transition entre 11h- 12h que nous voyons souvent dans le cas des jours ouvrables et quelquefois dans le cas des jours fériés.

Une interprétation possible est une variation de la turbidité des eaux usées strictes entre deux régimes bien différenciés correspondant chacun à une turbidité relativement constante.

Cette variation de turbidité pourrait avoir son origine dans la concentration ou la nature des eaux usées émises, ou apparaitre lors du transfert vers l'exutoire, du fait de phénomènes de sédimentation et d'érosion. Si on assimile la turbidité à la concentration en MES, cette deuxième hypothèse n'est pas vraisemblable car la période matinale devrait correspondre à la reprise de sédiments déposés pendant la nuit, et présenter une concentration plus forte à débit égal que le reste de la journée. Si au contraire on attribue cette baisse de turbidité à des variations de nature de particules, il faudrait une augmentation très forte de la granulométrie pour provoquer une diminution sensible de turbidité alors que la concentration augmente, mais nous n'avons pas d'éléments pouvant confirmer l'existence de tels phénomènes.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Les horaires des deux phases, et la présence des eaux de lavage uniquement pendant la phase 2, suggèrent plutôt de s'appuyer sur les hypothèses présentées sur les eaux usées strictes et les claires pour analyser leurs implications sur la troisième composante constituée par les eaux de lavage.

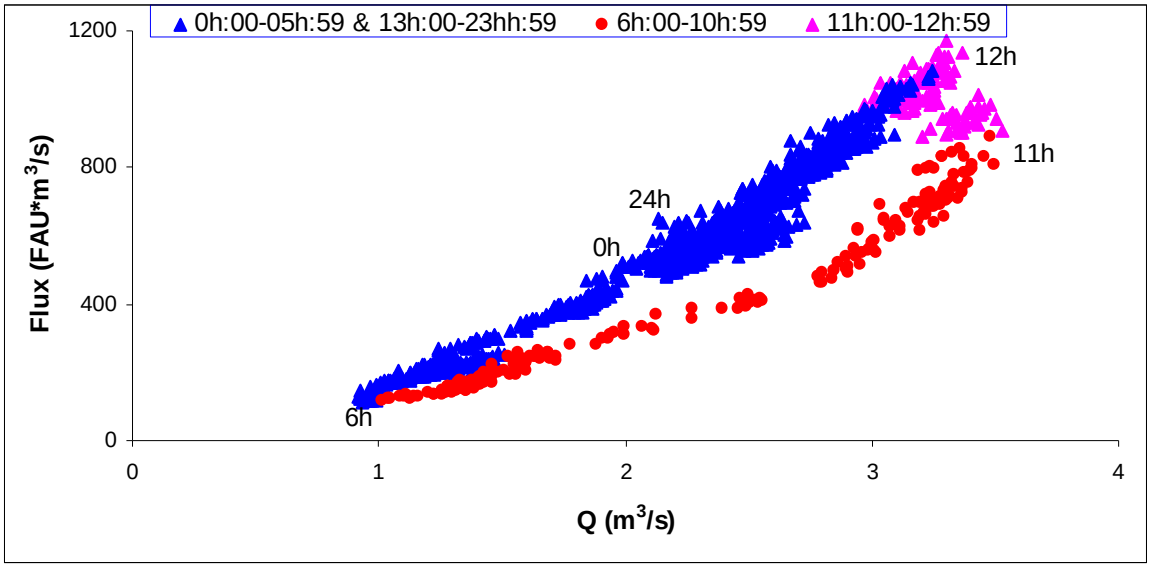


Figure 17: Exemple des phases de flux-débit observées pour les jours de temps sec (04/05/2006, Clichy)

Ajustement de relations linéaires débit-flux par phase

Le calcul qui a été fait par (Kafi-Benyahia et al. 2006a) était à l'échelle de la journée en utilisant des valeurs mesurées durant les tranches horaires. Notre calcul sera fait en utilisant les données de turbidité et de débit mesurées à la minute au site de Clichy. Nous calculons les apports des eaux usées et des eaux claires à l'échelle d'une phase journalière k (k=1,2) en utilisant les données acquises à la minute. Les deux phases sont illustrées *Figure 18* : phase 1 (00h:00→05h :59 et 12 :00h→23h :59) et phase 2 (06 :00 →10h:59).

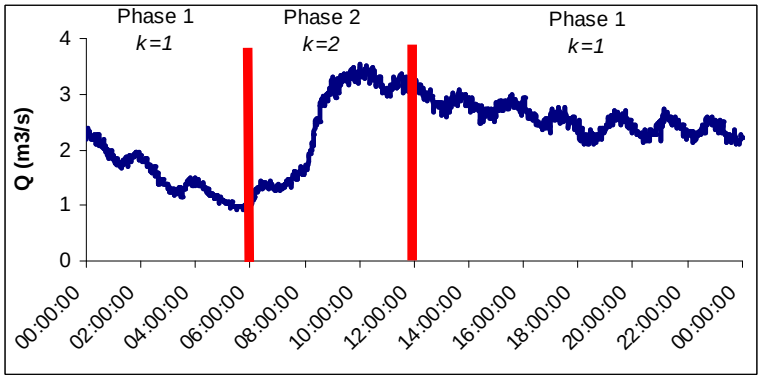


Figure 18: Illustration des phases flux-débit prises pour faire le calcul du débit d'eaux claires

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Nous nous appuierons sur les hypothèses suivantes :

H1 : les eaux usées strictes ont une turbidité peu variable au cours de la journée après transfert à l'exutoire

H2 : le mélange d'eaux usées et d'eaux de lavage a une turbidité peu variable au cours de la phase 2 après transfert à l'exutoire

H3 : les eaux claires parasites ont une turbidité nulle et un débit constant pour chaque phase

H4 : Les concentrations sont proportionnelles aux turbidités, avec un coefficient de proportionnalité k_{tc} unique pour les différentes phases et les différentes sources.
Dans la suite, la concentration a été assimilée a une turbidité et le calcul a été fait en FAU.
Soit :

Q_{ij} : Débit instantané mesuré à la minute *i* du jour *j ;*

$\overline{Q}_{kj} = \dfrac{\sum_{i=1}^{i=n_k} Q_{ij}}{n_k}$: Débit moyen mesuré à l'exutoire durant la phase *k* du jour *j* (n_k nombre de mesures par phase) ;

T_{ij} : Turbidité instantané mesurée à l'exutoire à la minute *i* du jour *j ;*

$\Phi_{ij} = Q_{ij} \times T_{ij}$: Flux instantané de turbidité à l'exutoire à la minute *i* du jour *j ;*

Q_{0ij} : Débit d'eau claire parasite à la minute *i* du jour *j ;*

$\overline{Q}_{0kj}$: Débit moyen d'eau claire parasite durant la phase *k* du jour *j* ; il est inconnu, mais par l'hypothèse H3 $Q_{0ij} \approx \overline{Q}_{0kj}$ pendant la phase *k* du jour *j* ;

C_{EUij} : Concentration instantanée des eaux usées et de lavage durant la minute *i* du jour *j ;*

$\overline{C}_{EUkj}$: Moyenne de la concentration des eaux usées et de lavage durant la phase *k* du jour *j* ; selon H1 et H2 $C_{EUij} \approx \overline{C}_{EUkj}$ pendant la phase *k* du jour *j* ;

$\overline{Q}_{EUkj}$: Moyenne du débit des eaux usées et de lavage durant la phase *k* du jour *j ;*

Selon les hypothèses H3 et H4, nous pouvons écrire :

$$\Phi_{ij} = Q_{ij} \times T_{ij} = C_{EUij} \times \left(Q_{ij} - Q_{0ij}\right);$$

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Comme $\overline{Q}_{kj} = \overline{Q}_{EUkj} + \overline{Q}_{0kj}$, nous pouvons remplacer $Q_{0ij} \approx \overline{Q}_{0kj}$ par $\overline{Q}_{kj} - \overline{Q}_{EUkj}$ pour faire disparaître Q_{0ij}. Avec toutes ces hypothèses et pour une phase *k* du jour *j*, nous obtenons :

$$\Phi_{ij} \approx \overline{C}_{EUkj} \times \left(Q_{ij} - \overline{Q}_{kj}\right) + \overline{C}_{EUkj} \times \overline{Q}_{EUkj}$$

Cette relation traduit la forme linéaire entre flux Φ_{ij} et débit $Q_{ij} - \overline{Q}_{kj}$ impliquée par les hypothèses. Notons que le débit $\overline{Q}_{kj}$ n'est pas le même pour les deux phases, et donc la *Figure 19* superpose deux axes des abscisses décalés de $\overline{Q}_{kj}$. Une régression de moindres carrés ordinaires fournit la pente de cette droite, égale à la concentration moyenne des « ***eaux usées et de lavage*** » durant la phase *k* et son abscisse à l'origine, égale à $-\overline{Q}_{EUkj}$, débit moyen des eaux usées et de lavage de la phase *k*. Nous pouvons ensuite évaluer le débit moyen journalier des eaux claires $\overline{Q}_{0kj} = \overline{Q}_{kj} - \overline{Q}_{EUkj}$ et le débit des eaux usées et de lavage $Q_{EUij} = \left(Q_{ij} - Q_{0ij}\right)$ pour chaque minute *i*.

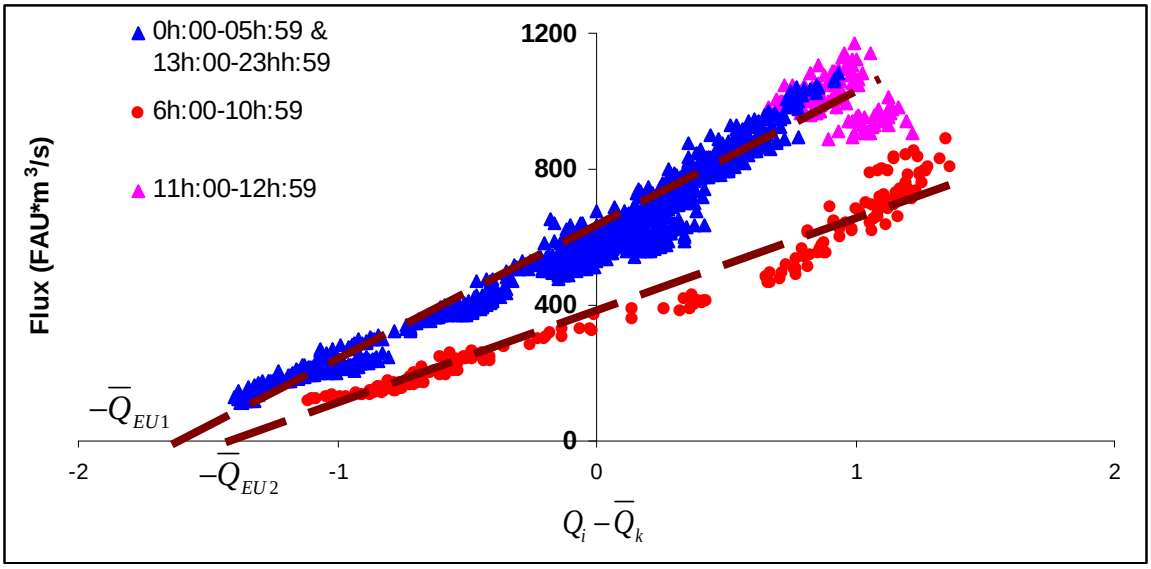


Figure 19: Ajustement linéaire entre le flux de turbidité et le débit Q_{ij}-$\bar{O}_{kj}$ pour les deux phases définies (k=1 ou 2 pour l'axe des abscisses)

Qualité des ajustements

La *Figure 20 (a)* montre une bonne corrélation (R^2) entre les flux instantanés Φ_{ij} et les débits

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

$\left(Q_{ij} - \overline{Q}_{kj}\right)$ pour les deux phases considérées. Le coefficient R^2 de la phase 1 est meilleur que celui de la phase 2. Ce dernier reste bon et confirme a posteriori les hypothèses H1 et H2.

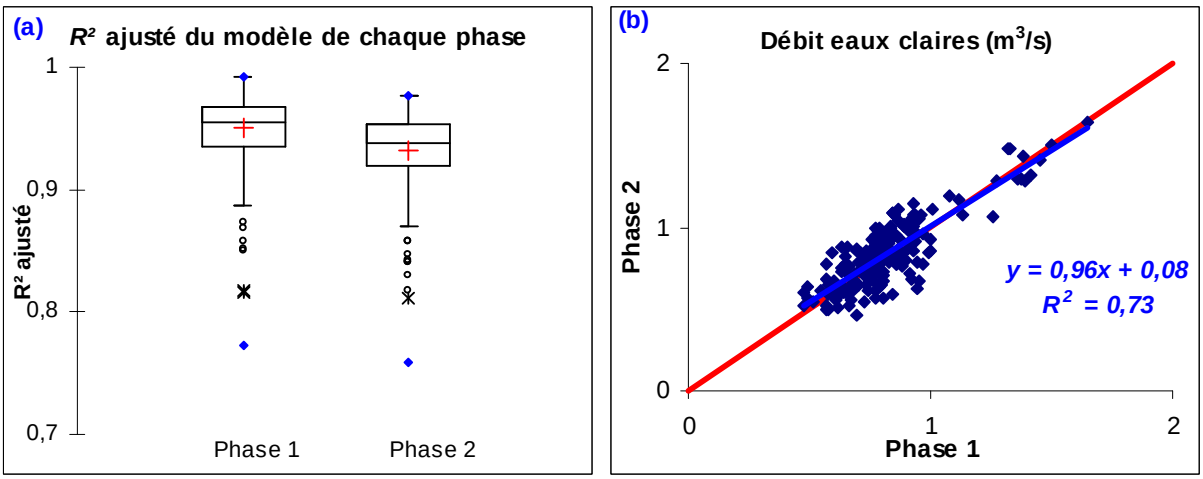


Figure 20: (a) Coefficients de corrélation R^2 des droites ajustées pour les linéaires flux-débit pour les deux phases (2 : 6h-11h ; 1 : 0h-6h ; 11h-23h) ; (b) Comparaison des débits d'eaux claires parasites estimés sur les deux phases

Débits d'eau claire parasite

Les débits d'eaux claires parasites estimés sur les deux phases sont sensiblement égaux (*Figure 20, (b)*). Le test de Wilcoxon confirme ce résultat au seuil de 5% (*valeur p=12%*). Ceci renforce l'hypothèse que le débit d'eau claire parasite peut être constant le long de la journée car les calculs ont seulement supposé que les débits d'eaux claires étaient constants par phase. La valeur moyenne journalière de débits d'eaux claires de deux phases représente un pourcentage non négligeable de débit moyen journalier de temps sec qui varie entre 33% et 55% selon les jours (*Figure 21*). Cette valeur moyenne est proche de celle obtenue par (Kafi-Benyahia et al. 2006a) sur le même site (43%).

La *Figure 22* illustre les variations de débits des eaux claires parasites et de débits minimums nocturnes (estimés à la minute après filtrage du signal débit par un filtre moyen de 5 min). Elle montre que la variation du débit d'eaux claires parasites est égale à la variation du débit minimum nocturne. Nous utiliserons donc le débit minimum nocturne comme un indicateur du débit d'eaux claires afin de supprimer l'effet de leurs variations interjournalières sur le débit d'eaux usées de temps sec. Les profils obtenus après soustraction des débits minimum nocturnes représentent les débits d'eaux usées à une translation prés, puisque le débit minimum de ces eaux après transfert à l'exutoire n'a aucune raison d'être nul compte tenu de

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

la taille du bassin. Le choix d'une normalisation par le débit minimum a été fait pour éviter des valeurs négatives et s'affranchir autant que possible des variations interjournalières des débits d'eaux usées et de lavage, mais ce minimum présent l'inconvénient d'être assez variable. Une normalisation par une valeur moyenne minimum permettrait de pallier ce défaut.

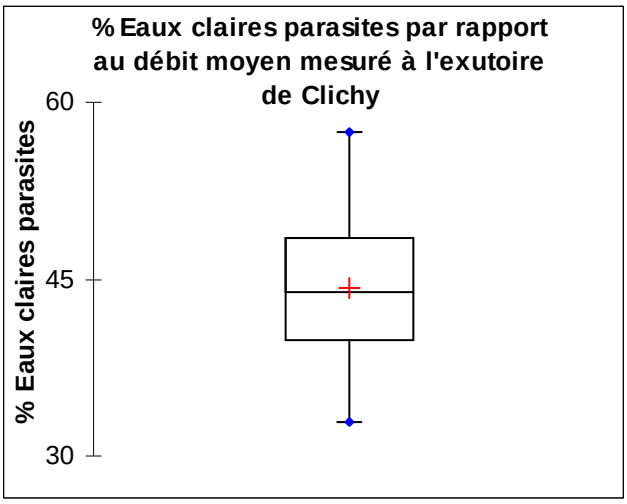


Figure 21: Pourcentage du débit d'eaux claires parasites par rapport au débit moyen mesuré à l'exutoire de Clichy

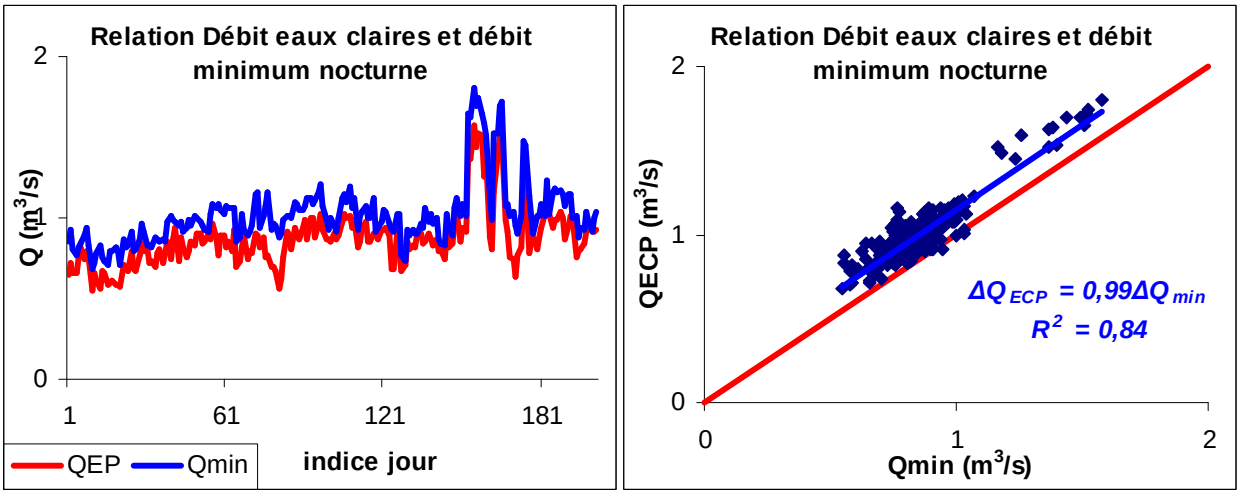


Figure 22: Variations de débits des eaux claires parasites et de débits minimums nocturnes (valeur estimée à la minute après filtrage du signal débit avec un filtre moyen de 5 min)

Débit et concentrations des eaux usées et de lavage par phase

Les débits moyens d'eaux usées durant la phase 1, qui ne comportent pas d'eaux de lavage, sont légèrement moins élevés que durant la phase 2 (*Figure 23, (a)*). Mais comme il n'y a aucune raison pour que les débits d'eaux usées strictes soient égaux pour les deux phases, les

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

eaux de lavage peuvent renforcer, atténuer ou inverser cette différence en fonction de son signe.

Les eaux usées de la phase 1, sont sensiblement plus concentrées que celles de la phase 2 (*Figure 23, (b)*), qui incluent des eaux de lavage. De plus la corrélation entre ces concentrations est beaucoup plus lâche que pour les débits.

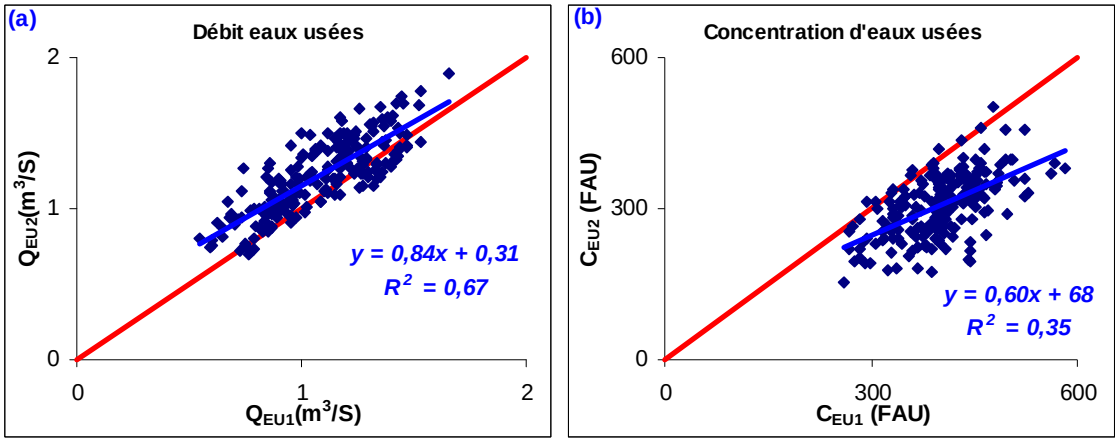


Figure 23: (a) Comparaison des débits estimés d'eaux usées émises durant les deux phases ; (b) Comparaison des concentrations estimées d'eaux usées émises durant les deux phases

Pour analyser cette baisse de concentration, nous allons explorer l'hypothèse selon laquelle la concentration observée dans la phase 2 résulte d'un mélange entre des eaux usées strictes de même concentration que dans la phase 1 et d'eaux de lavage apportant un débit Q_a et un flux ϕ_a. C.à.d., la phase 2 est un mélange d'eaux usées de même concentration que celle de la phase 1 et de ces eaux ajoutées.

Tout d'abord, il faut noter que l'ajout d'un flux constant et d'un débit constant pendant la phase 2 ne modifie pas la pente de la courbe flux-débit : il ne fait que translater cette courbe.

En effet : $C_{EU2} = \dfrac{d\phi_{EU1} + d\phi_a}{dQ_{EU1} + dQ_a}$

Ainsi, pour changer la pente de la courbe flux-débit, il faut ajouter un flux ou débit variable au cours de la phase 2.

Hypothèses possibles sur les flux et débits attribués aux eaux de nettoyage des voiries

Si nous supposons que le flux d'eaux ajoutées est dû essentiellement aux eaux de nettoyage des voiries de concentration C_a, la variation de flux $d\phi_a$ sera alors

$$d\phi_a = C_a dQ_a + Q_a dC_a$$

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

- Si C_a est constante, nous obtenons alors : $C_{EU2} = \frac{C_{EU1} \times dQ_{EU1} + C_a \times dQ_a}{dQ_{EU1} + dQ_a}$

Pour que C_{EU2} soit constante, il faudrait que les variations du débit ajouté soient proportionnelles à celle du débit d'eaux usées strictes, c.à.d. $dQ_a = k \times dQ_{EU1}$. Alors, la concentration C_{EU2} sera :

$$C_{EU2} = \frac{C_{EU1} + k \times C_a}{1 + k}$$

Pour que C_{EU2} soit inférieure à C_{EU1}, il faut que C_a soit inférieur à C_{EU1}. Nous aurons alors : $k = \frac{C_{EU1} - C_{EU2}}{C_{EU2} - C_a}$

En supposant que les eaux ajoutées, sont les eaux de nettoyage des voiries et qu'elles ont la même qualité que les eaux de nettoyage des voiries au Marais (d_{10}= *58 mg/l;* d_{50}=*166 mg/l ;* d_{90}=*224 mg/l*), nous obtenons les valeurs du coefficient *k*. (le coefficient de conversion des turbidités C_{EU1} et C_{EU2} des eaux usées en concentration en MES est supposé *0,8* $mg.l^{-1}.FAU^{-1}$ car C_a est en *mg/l*). La *Figure 24* illustre les valeurs médianes de *k* en fonction de la concentration des eaux ajoutées C_a. On obtient des valeurs comprises entre *0,3* à *0,7* suivant la concentration des eaux de lavage. Ces valeurs ne sont pas compatibles avec ce que nous savons des eaux de lavage dont le débit médian est de *23 l/hab/j* contre *200 l/hab/j* pour les eaux usées domestiques et professionnelles (Gromaire-Mertz 1998) si on considère que leur débit est concentré sur quelques heures de la journée. Il n'en reste pas moins que l'hypothèse de proportionnalité entre débits d'eaux usées strictes et d'eaux de lavage est difficile à justifier.

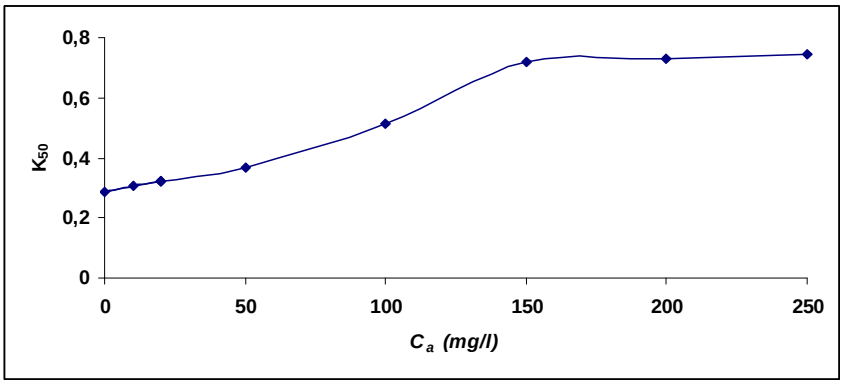


Figure 24: Valeur médiane du coefficient *k* en fonction de la concentration des eaux ajoutées C_a

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

- Si maintenant on suppose que le débit Q_a est constant, que peut-on dire de la concentration C_a ?

La concentration du mélange sera

$$C_{EU2} = \frac{C_{EU1} \times dQ_{EU1} + d\phi_a}{dQ_{EU}} = C_{EU1} + \frac{d\phi_a}{dQ_{EU2}} \text{ avec } Q_{EU2} = Q_{EU1} + Q_a \Rightarrow dQ_{EU2} = dQ_{EU1}$$

Pour que C_{EU2} soit constante durant cette phase, il faut que la variation du flux ϕ_a soit proportionnelle à la variation du débit Q_{EU2}. C.à.d.

$$\frac{d\phi_a}{dQ_{EU2}} = C_{EU2} - C_{EU1} = \alpha < 0 \quad \Rightarrow \boxed{\phi_a = \alpha Q_{EU2} + cte} \quad \Rightarrow \boxed{C_a = \frac{\phi_a}{Q_a} = \frac{\alpha Q_{EU2} + cte}{Q_a}}$$

Cette équation montre que le flux ϕ_a est décroissante (cte doit être >0). Si nous supposons qu'il tend vers zéro à la fin de la phase, la cte sera alors $-\alpha Q_{EU2}$.Ce cas peut être réaliste, car il se peut que la concentration C_a des eaux ajoutées soit forte au début de nettoyage (début de la phase 2) et tends vers zéro à la fin de nettoyage (fin de phase 2). Cette condition permet de calculer concentration initiale $C_{a0} = {-\alpha Q_{EU2}}/{Q_a}$.

La *Figure 25* illustre la médiane de la concentration initiale C_{a0} en fonction du débit constant Q_a supposé dus aux eaux de nettoyage des voiries. Cette concentration est inférieure à *500 FAU* pour un débit supérieur à *100 l/j/hab*. Cette concentration et ce débit sont irréalistes.

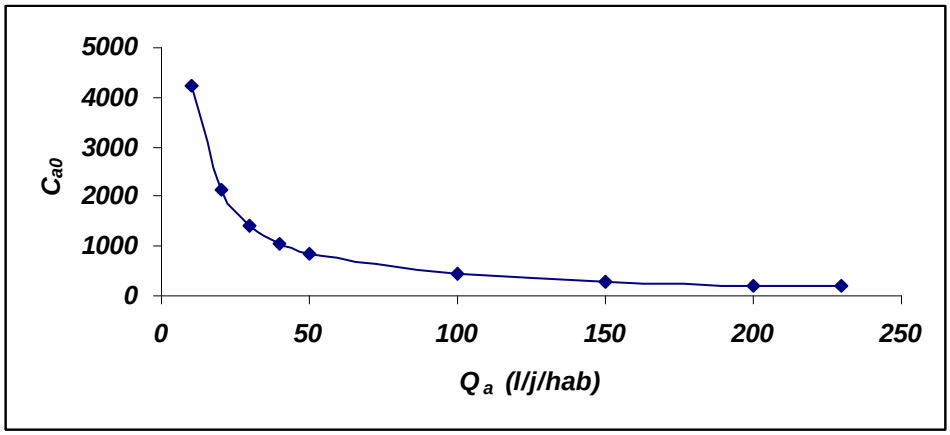


Figure 25: Concentration médiane initiale d'eaux ajoutée (en FAU) en fonction du débit constant Q_a

En conclusion, le débit ou le flux d'eaux de nettoyage ne permet pas d'expliquer la diminution de la concentration durant la phase 2. En effet, les hypothèses assumées ne sont pas réalistes.

Nous pourrions introduire la courbure de la phase 2 et envisager un calcul suivant la fonction de la concentration obtenue C_{EU2}. C.à.d. C_{EU2} ne sera pas constante durant la phase mais dépend du débit total Q_{EU2}. Cette hypothèse compliquera le calcul et l'interprétation des résultats.

Nous avons vérifié sur le site de Marais pour les données acquises par durant les années 1996-1997 pour quelques jours de temps sec l'absence de cette boucle sur des valeurs horaires. Cela pourrait être dû aux incertitudes de mesure de la concentration moyenne horaire par la méthode d'échantillonnage classique de MES sur le site du Marais ou à une variation de la relation MES-Turbidité à l'échelle intra-journée. Mais les résultats obtenus dans la partie III ont montré que cette relation a une très faible variabilité par temps sec pour les données recueillies à Nantes. Il serait intéressant de construire une relation MES-turbidité pour le réseau parisien afin de vérifier si la variabilité intrajournalière de la relation MES-turbidité existe.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXE I

Modélisation de la dépendance entre les variables aléatoires par la transformation de Nataf

Introduction

Dans la modélisation stochastique, il est fréquent que les paramètres aléatoires du modèle soient dépendants. Une bonne prédiction d'un modèle stochastique nécessite alors de connaître la loi jointe de ces paramètres, qui est souvent supposée inaccessible. La dépendance est alors décrite par une matrice de corrélation linéaire. La simulation des variables aléatoires dépendantes peut être réalisée par une procédure qui prend le nom de « Transformation de Nataf » (Liu and DerKiureghian, 1986; Nataf, 1962). Dans cette annexe, nous donnons une description de cette transformation qui a pour intérêt de simuler des variables aléatoires corrélées à partir des variables aléatoires normales centrées réduites.

Méthode de Nataf

Un modèle est décrit par des paramètres. Soit $\{X_i\}_{i=1,2,...,n}$ le vecteur aléatoire (supposé continu) qui décrive ces paramètres incertains du modèle de densité f_{X_i}. Dans le cas où f_X est inconnue, on suppose connaître les lois marginales $\left(f_{X_i}\right)_{i=1,2,...,n}$.

L'idée de la transformation de Nataf est de transformer le vecteur aléatoire $\{X_i\}_{i=1,2,...,n}$ en un vecteur aléatoire $\{U_i\}_{i=1,2,...,n}$ gaussien de même dimension, mais dont les composantes sont indépendantes, centrées et réduites. Cette transformation ne demande que la connaissance des moyennes m_{Xi}, des écarts-types σ_{Xi}, de la matrice de corrélation $\left(\rho_{XiXj}\right)$ et de la distribution marginales F_{X_i} de X_i.

Cette transformation procède en deux étapes :

1) On applique une transformation des lois marginales de $\{X_i\}_{i=1,2,...,n}$ pour que le vecteur $\{\hat{U}_i\}_{i=1,2,...,n}$ résultant soit un vecteur gaussien à composantes centrées et réduites.

2) On applique une transformation linéaire à $\{\hat{U}_i\}_{i=1,2,...,n}$ afin de décorréler ses composantes, ce qui revient à les rendre indépendantes puisque Y est gaussien. On obtient ainsi le vecteur $\{U_i\} = \Psi^t \{\hat{U}_i\}$ où Ψ est la décomposition de Cholesky de la matrice $\left(\rho_{\hat{U}i\hat{U}j}\right)$, c.à.d. $\left(\rho_{\hat{U}i\hat{U}j}\right) = \Psi\Psi^t$.

Cas de deux variables

Considérons tout d'abord deux variables aléatoires corrélées X_1 et X_2. Les fonctions marginales F_{X_i} sont connues. $\hat{U}_1$ et $\hat{U}_2$ sont les variables normaux standards, mais corrélées, obtenues par la transformation :

$\hat{u}_i = \Phi^{-1}\left(F_{X_i}(x_i)\right), i = 1,2$ avec Φ la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite

Selon Nataf, nous pouvons associer une fonction de densité conjointe aux variables X_1 et X_2, sachant que les variables $\hat{U}_1$ et $\hat{U}_2$ ont une distribution conjointe normale, par la relation suivante :

$$f_{X1,X2}(x_1,x_2) = \phi_2(\hat{u}_1,\hat{u}_2,\rho_{\hat{U}1\hat{U}2})\frac{f_{X1}(x_1)f_{X2}(x_2)}{\phi(\hat{u}_1)\phi(\hat{u}_2)}$$

Où $f_{X_i}(x_i) = {dF_{X_i}(x_i)}/{dx_i}$ et $\phi_2(\hat{u}_1,\hat{u}_2,\rho_{\hat{U}1\hat{U}2})$ est la densité normale de dimension 2, de moyennes nulles, d'écarts-types unitaires et de corrélation $\rho_{\hat{U}i\hat{U}j}$:

$$\phi_2(\hat{u}_1,\hat{u}_2,\rho_{\hat{U}i\hat{U}j}) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho_{\hat{U}1\hat{U}2}^{\;2}}}\exp\left[-\frac{\hat{u}_1^{\;2} - 2\rho_{\hat{U}1\hat{U}2}\hat{u}_1\hat{u}_2 + \hat{u}_2^{\;2}}{2\left(1-\rho_{\hat{U}1\hat{U}2}^{\;2}\right)}\right]$$

La relation entre ρ_{XiXj} et $\rho_{\hat{U}1\hat{U}2}$ est obtenue à partir de la définition de la corrélation. Nous pouvons exprimer $\rho_{\hat{U}1\hat{U}2}$ en fonction des densités marginales de X_i. Alors :

$$\rho_{XiXj} = \int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty}\frac{x_1 - m_{X_1}}{\sigma_{X_1}}\frac{x_2 - m_{X_2}}{\sigma_{X_2}} f_{X1,X2}(x_1,x_2)dx_1dx_2$$

$$\rho_{XiXj} = \int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty}\frac{x_1 - m_{X_1}}{\sigma_{X_1}}\frac{x_2 - m_{X_2}}{\sigma_{X_2}}\phi_2(\hat{u}_1,\hat{u}_2,\rho_{\hat{U}1\hat{U}2})\frac{f_{X1}(x_1)f_{X2}(x_2)}{\phi(\hat{u}_1)\phi(\hat{u}_2)}dx_1dx_2$$

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

$$\rho_{XiXj} = \int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} \frac{x_1(\hat{u}_1) - m_{X_1}}{\sigma_{X_1}} \frac{x_2(\hat{u}_2) - m_{X_2}}{\sigma_{X_2}} \phi_2(\hat{u}_1, \hat{u}_2, \rho_{\hat{U}1\hat{U}2}) d\hat{u}_1 d\hat{u}_2$$

Cette relation détermine donc le coefficient de corrélation $\rho_{\hat{U}1\hat{U}2}$ à utiliser.

L'utilisation de cette relation est délicate et les auteurs (Kiureghian and Liu, 1986) ont introduit une relation semi-empirique entre les coefficients de corrélation pour en aider le calcul : $f = \dfrac{\rho_{\hat{U}i\hat{U}j}}{\rho_{XiXj}}$

Ce coefficient est en général fonction de ρ_{XiXj} et des paramètres des deux lois marginales. Il est indépendant de ρ_{XiXj} si l'une des variables est normale. Il est invariant pour des transformations linéaires de X_i et X_j.

Les formules pour calculer f ont été développées d'après des expressions polynomiales obtenues à partir des résultats exacts donnés par l'équation précédente. Ce coefficient peut être attaché d'erreurs dans certains cas. Le Tableau 1 donne les valeurs de f et de l'erreur attachée à sa valeur pour quelques couples de distribution (Kiureghian and Liu, 1986).

Factorisation de Cholesky

La factorisation de Cholesky, nommée d'après André-Louis Cholesky, consiste, pour une matrice symétrique définie positive P (toutes les valeurs propres sont strictement positives), à déterminer une matrice triangulaire inférieure Ψ telle que : $\mathrm{P} = \Psi\Psi^t$.

La matrice Ψ est en quelque sorte une « racine carrée » de P. Cette décomposition permet notamment de calculer la matrice inverse P^{-1}, de calculer le déterminant de P ou encore de simuler une loi multinormale.

Si $\mathrm{P} = \left(\rho_{ij}\right)$ est une matrice symétrique définie positive (Cette condition est satisfaite car le ρ_{ij} sont strictement inférieur à 1 pour tout $i \neq j$), il existe au moins une matrice réelle triangulaire inférieure Ψ telle que : $\left(\rho_{ij}\right) = \Psi\Psi^T$.

On peut également imposer que les éléments diagonaux de la matrice Ψ soient tous positifs, et la factorisation correspondante est alors unique.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

$X_i \backslash X_j$	Normale	Uniforme	Lognormale
Normale	1 (exact)		
Uniforme	1,023 (0,0%)	$1,047-0,047\rho^2$ (0,0%)	
Lognormale	$\dfrac{c_{X_j}}{\sqrt{\ln\left(1+c_{X_j}^2\right)}}$ (exact)	$1,019+0,1014C_{X_i}$ $+0,010\rho^2+0,249C_{X_i}^2$ (0,7%)	$\dfrac{\ln\left(1+\rho c_{X_i}c_{X_j}\right)}{\rho\sqrt{\ln\left(1+c_{X_i}^2\right)\ln\left(1+c_{X_j}^2\right)}}$ (exact)

Tableau 1 : $f = f(\rho_{X_iX_j} = \rho, C_X = m_X/\sigma_X)$ **(Kiureghian and Liu, 1986)**

Algorithme

On cherche la matrice :

$$\Psi = \begin{pmatrix} \psi_{11} & & & \\ \psi_{21} & \psi_{22} & & \\ \text{M} & \text{M} & \text{O} & \\ \psi_{n1} & \psi_{n2} & \text{K} & \psi_{nn} \end{pmatrix}$$

De l'égalité $\left(\rho_{ij}\right) = \Psi\Psi^T$ on déduit :

$$\rho_{ij} = \left(\Psi\Psi^T\right)_{ij} = \sum_{k=1}^{n}\psi_{ik}\psi_{jk} = \sum_{k=1}^{\min(i,j)}\psi_{ik}\psi_{jk},\ 1 \le i, j \le n \text{ puisque } \psi_{pq} = 0 \text{ si } 1 \le p < q \le n$$

La matrice P étant symétrique, il suffit que les relations ci-dessus soient vérifiées pour $i \le j$, c'est-à-dire que les éléments de la matrice Ψ doivent satisfaire :

$$\rho_{ij} = \sum_{k=1}^{i}\psi_{ik}\psi_{jk} \text{ pour } 1 \le i \le j \le n$$

Pour *i=1*, on détermine la première colonne de Ψ :

$$\rho_{11} = \psi_{11}\psi_{11} \Rightarrow \psi_{11} = \sqrt{\rho_{11}}$$
$$\rho_{1j} = \psi_{11}\psi_{j1} \Rightarrow \psi_{j1} = \rho_{1j}/\psi_{11}$$

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Après, On détermine la $i^{ème}$ colonne de Ψ ($2 \le i \le n$), après avoir calculé les *(i-1)* premières colonnes :

$$\rho_{ii} = \psi_{i1}\psi_{i1} + \mathrm{L}\ \psi_{ii}\psi_{ii} \Rightarrow \psi_{ii} = \sqrt{\rho_{ii} - \sum_{k=1}^{i-1}\psi_{ik}^2}$$

$$\rho_{ij} = \psi_{i1}\psi_{j1} + \mathrm{L}\ \psi_{ii}\psi_{ji} \Rightarrow \psi_{ji} = \frac{\rho_{ij} - \sum_{k=1}^{i-1}\psi_{ik}\psi_{jk}}{\psi_{ii}},\ i+1 \le j \le n$$

Il résulte du théorème précédent qu'il est possible de choisir tous les éléments $\psi_{ii} > 0$ en assurant que toutes les quantités $\rho_{11}, \mathrm{K}, \rho_{ii} - \sum_{k=1}^{i-1}\psi_{ik}^2$ sont positives.

Généralisation à n variables

La généralisation à *n* variables est simple. Il faut définir les variables normales centrées unitaires non corrélées $(u_i)_{i=1,\mathrm{K},n}$ par un simple générateur des nombres aléatoires normaux. Après, nous calculons les éléments de la matrice de corrélations $\left(\rho_{\hat{U}i\hat{U}j}\right) = \left(\rho_{ij}^0\right)$ à partir de la relation de deux variables (Eq.3) ou de tableau donnés par (Kiureghian and Liu, 1986) (Tableau 1), en fonction des distributions marginales et du coefficient de corrélation. Le modèle est valable si chaque loi marginale est continue et strictement croissante (a) et si la matrice $\left(\rho_{ij}^0\right)$ est définie positive (b).

La condition (b) nécessite que ρ_{ij}^0 soit strictement inférieur à 1 pour tout $i \ne j$. Elle est satisfaite pour la plupart des cas.

La transformation des variables $(u_i)_{i=1,\mathrm{K},n}$ en variables normales indépendantes $(\hat{u}_i)_{i=1,\mathrm{K},n}$ s'écrit alors :

$$\hat{u}_i = \sum_j \psi_{ij} u_i \Leftrightarrow (\hat{u}_i) = (\psi_{ij})(u_i)$$

Où (ψ_{ij}) est la matrice triangulaire inférieure de la décomposition de Cholesky de $\left(\rho_{ij}^0\right)$.

Enfin, nous calculons les variables simulées $\{X_i\}_{i=1,2,\ldots,n}$ par la méthode de la transformation inverse des lois marginales, c.à.d:

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

$$x_i = F_{X_i}^{-1}\left(\Phi(\hat{u}_i)\right)$$

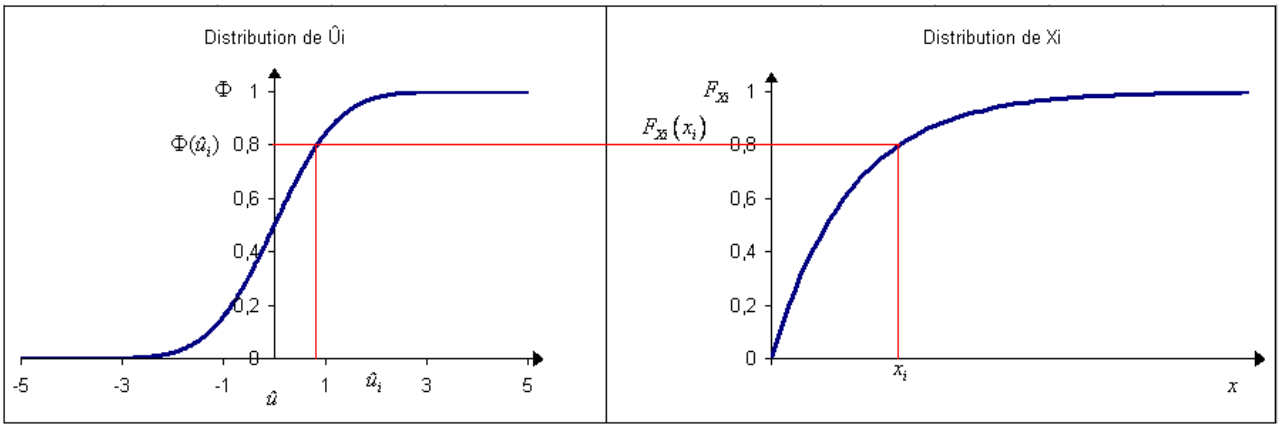


Figure 26: Transformation inverse des lois marginales

Sources

Kiureghian, A.D., Liu, P.L., 1986. STRUCTURAL RELIABILITY UNDER INCOMPLETE PROBABILITY INFORMATION. Journal of Engineering Mechanics-Asce 112, 85-104.

Liu, P.-L., DerKiureghian, A., 1986. Multivariate distribution models with prescribed marginals and covariances. 1, 105-112.

Nataf, A., 1962. Détermination des distributions de probabilités dont les marges sont données. Comptes Rendus de l'Académie des Sciences, pp. 42-43.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXE J

Analyse en composantes principales

Il existe plusieurs méthodes statistiques qui permettent de résumer l'information contenue dans une matrice de données. Parmi celles-ci, l'Analyse en Composantes Principales (ACP) permet (1) de réduire le nombre de variables et (2) de détecter une structure dans les relations entre variables, c'est-a-dire les ordonner. Par conséquent, l'ACP est utilisée comme une méthode de synthèse des données (ou « réduction ») et de détection de structure. La réduction des données a l'aide d'une analyse factorielle se base sur la logique de rotation des axes. Dans un espace a deux dimensions, deux variables x et y corrélées décrivent un nuage de points ayant une forme, une structure particulière. L'étude de la structure de ce nuage peut être effectuée, par exemple, par la comparaison de la tendance centrale des deux variables, c'est-a-dire par l'étude de la dispersion des points autour des centres de gravite (comparaison des moyennes). En présence de plus de deux variables, l'étude s'effectue alors dans un « espace », de la même manière que deux variables décrivent un plan. Ainsi, avec trois variables, il est possible de tracer un nuage de points tridimensionnel et ajuster un plan a travers les données.

Avec plus de trois variables, il devient impossible d'illustrer les points dans un nuage, toutefois, la logique de rotation des axes pour maximiser la variance d'un facteur demeure identique. Apres avoir trouve la droite pour laquelle la variance est maximale (appelée composante principale, axe factoriel ou facteur), il demeure une certaine dispersion autour de ce dernier. Dans l'ACP, des lors que le premier facteur a été extrait, un second sera cherche afin de maximiser la dispersion restante, et ainsi de suite. Etant donne que chaque facteur consécutif est défini pour maximiser la dispersion qui n'est pas captée par le facteur précédent, les facteurs consécutifs sont indépendants

Les uns des autres. L'interprétation des composantes principales extraites comprend deux étapes. La première consiste a examiner l'inertie de chaque composante principale dans le nuage de points. Cette inertie est estimée par les valeurs propres (encore appelée variance expliquée). La deuxième étape consiste a examiner les éléments (variables ou observations) contribuant a la construction et a la définition des composantes principales extraites.

- Les valeurs propres définissent l’inertie de chaque composante principale dans le nuage de points c'est-a-dire l’étendue de ce nuage dans la direction définie par l’axe factoriel. Ainsi, le pourcentage d’inertie définit le pouvoir explicatif de chaque composante.
- Les coordonnées des variables définissent la contribution de chaque variable a l’inertie d’une composante principale, ils fournissent donc une estimation de la participation d’une variable a la formation d’une composante principale. Les coordonnées des variables peuvent donc être interprétées comme des corrélations entre les composantes principales et les variables.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXE K

Valorisation

Articles publiés avec comite de lecture

Hannouche, A., Chebbo, G., Ruban, G., Tassin, B., Lemaire, B.J. and Joannis, C. (2011) Relationship between turbidity and total suspended solids concentration within a combined sewer system. Water Science and Technology 64 (12), 2445-2452. (**Annexe L**)

Hannouche, A., Chebbo, G., Ruban, G., Tassin, B., and Joannis, C. (2011) Relation entre turbidité et matières en suspension en réseau d'assainissement unitaire. Techniques Sciences Méthodes (TSM) N°10, 2011, pp. 42-51. (**Annexe M**)

Hannouche, A. and Lacour, C. (2010) Mise en œuvre de la turbidité en réseau d'assainissement (Annexe), p. 2.

Colloques nationaux et internationaux

Hannouche, A., "Mesure en continu de la turbidité en réseau d'assainissement unitaire: les outils de traitement et d'interprétation des données utilisés au LEESU." IFSTTAR. Formation turbidimétrie en réseau d'assainissement. Nantes, Octobre 2011.

Hannouche, A., "Modèles de Calcul des Flux de MES en réseau d'assainissement par temps de pluie." Ed. E. des P. ParisTech. Séminaire HURRBIS. Marne la Vallée, Juillet 2011.

Hannouche, A., "Extraction d'hydrogrammes d'eaux usées de temps sec de chroniques de mesure dans le réseau unitaire parisien." Journées Eau – Environnement – Risques. Blois, Mars 2011. (resumé)

Hannouche, A., Chebbo, G., Ruban, G., Tassin, B., Lemaire, B.J. and Joannis, C. (2011) Relationship between turbidity and total suspended solids concentration within a combined sewer system. SPN6, November 2010, Gold Coast, Australia. (avec acte)

Hannouche, A., Chebbo, G., Ruban, G., Tassin, B., and Joannis, C. (2010) Relation entre la turbidité et la concentration en MES en réseau d'assainissement unitaire., p. 10, ENPC, Champs Sur Marne France. (avec acte)

M. Métadier, A. Hannouche. « Journée technique ASTEE, Turbidimétrie en réseaux d'assainissement. "*Utilisation de la turbidité pour estimer en continu les concentrations en MES et/ou DCO* », 9 Mars 2010, Ecole des Ponts ParisTech, champs sur Marne.

A. Hannouche "*Relation entre la turbidité et la concentration en MES: variabilité par temps de pluie*". Journée Scientifique OPUR, Champs-sur-Marne, 23 Juin 2009

A. Hannouche " *Relation entre la concentration en MES et la turbidité en réseau d'assainissement unitaire*". Plénières "Eau & Environnement"-LCPC - 25 au 27 Novembre 2009 à Bordeaux (resumé)

A. Hannouche "*Evaluation de la représentativité de la turbidité pour analyser le transport solide par temps de pluie dans un réseau d'assainissement unitaire*". Séminaire interne HURRBIS, Champs-sur-Marne, France, 10 Décembre 2009: thème Mesure et Modélisation.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXE L

Relationship between turbidity and total suspended solids concentration within a combined sewer system

Water Science and Technology 64 (12), 2445-2452

A. Hannouche[*, **], G. Chebbo[*, ****], G. Ruban[***], B. Tassin[*], B. J. Lemaire[*], C. Joannis[***]

* LEESU (formerly Cereve) - Université Paris-Est / AgroParisTech – 6-8, avenue Blaise Pascal – Cité Descartes – Champs-sur-Marne – 77455 Marne-la-Vallée Cedex 2 – France (e-mail addresses: *ali.hannouche@leesu.enpc.fr*, *chebbo@leesu.enpc.fr*, *tassin@leesu.enpc.fr*, *bruno.lemaire@leesu.enpc.fr*)
** SEPIA Conseils, 53 rue de Turbigo, 75003 – Paris – France
*** LCPC – Division for Water and the Environment – route de Bouaye – BP 4129 – 44341 Bouguenais Cedex –France (e-mail*: Gwenael.Ruban@lcpc.fr, claude.joannis@lcpc.fr*)
**** Faculty of Engineering III – Lebanese University – Hadath – Beirut – Lebanon

Abstract: This article confirms the existence of a strong linear relationship between turbidity and total suspended solids (TSS) concentration. However, the slope of this relation varies between dry and wet weather conditions, as well as between sites. The effect of this variability on estimating the instantaneous wet weather TSS concentration is assessed on the basis of the size of the calibration dataset used to establish the turbidity - TSS relationship. Results obtained indicate limited variability both between sites and during dry weather, along with a significant inter-event variability. Moreover, turbidity allows an evaluation of TSS concentrations with an acceptable level of accuracy for a reasonable rainfall event sampling campaign effort.

Keywords: Turbidity, TSS concentration, Dry weather, Wet weather, Variability, Calibration.

INTRODUCTION

Since 1970, many studies have highlighted the pollution from urban wet weather discharges and its negative impact on receiving water (Ellis and Hvitved Jacobsen, 1996, Gromaire *et al.*, 2001, Saget *et al.*, 1995, Smullen *et al.*, 1999). Total suspended solids (TSS) constitute the main vector of contaminants during wet weather periods in combined sewer system (Ashley et al., 2005, Chebbo et al., 1995). French regulation requires the treatment wet weather flow for all ordinary events, as well as the monitoring of pollution before any discharge in the receiving system. Thus continuous TSS concentration measurements become essential. Currently, the TSS can be directly measured only in laboratory on samples collected during rain events, there is no continuous measuring device on the market yet, TSS concentration was estimated on the basis of laboratory analyses on samples collected during rain events. This introduces numerous constraints and error sources, namely: discrete sample collection, site-to-laboratory transport, sample packing and preservation, long waiting time for results, high cost, and as a consequence, only a limited number of events can be sampled each year (Bertrand-Krajewski et al., 2008). This leads to a poor temporal knowledge of the dynamics of solid transport phenomena and of its variability, as well as a great uncertainty regarding the evaluation of annual TSS flows (Mourad et al., 2005).

Continuous turbidity measurement in sewer systems is a real improvement and is more and more used as it allows a direct access to the dynamics of particule pollution, especially during rainfall events. Recent studies have demonstrated how it can be used to control and evaluate effluent quality (Langeveld et al., 2005, Lawler et al., 2006), but it must be emphasized that

the use of suitable methods is mandatory to obtain reliable and accurate continuous turbidity measurements within the sewer system over short time steps (Joannis et al., 2008).

Turbidity monitoring allows us to assess TSS flows at both the event and annual scale with a small dispersion compared to more conventional sampling methods (Lacour et al., 2009a, Métadier M., Bertrand-Krajewski J.-L., 2011). However the turbidity TSS relationship still raises several concerns (Bertrand Krajewski et al., 2010, Ruban, 1995). Actually it depends on several parameters, notably the geometric and optical characteristics of suspended particles, which are highly variables and heterogeneous in urban stormwater and wastewater at both inter (between events) and intra (during the event) events scales. These parameters are correlated with the effluent quality and may vary during dry weather at the hour time scale, and during wet weather according to the rainfall event, also they vary during one rainfall event. This relationship is therefore neither unique nor consistent. Yet average relationships can be derived that are representative of various contexts (e.g. wet weather conditions, dry weather days, site-specific), and are quite effective at a yearly time scale (Fletcher and Deletic, 2007) and for a given site.

In this context, the present paper aims to: a) study and evaluate the variability in the relationship between turbidity and TSS concentration, between sites, under both dry and wet weather conditions; b) confirm the existence of a strong linear relationship between turbidity and TSS concentration; and c) assess the effect of this variability on estimations of the TSS concentration value, i.e. concentration uncertainties as a function of available calibration data.

Firstly we present the databases used. Then we explain the methodology developed to assess the variability of the turbidity-TSS relationship and of the TSS concentration. Finally the results obtained are discussed.

METHODOLOGY

Experimental data

Site descriptions

Nantes is one of the sites of the French urban hydrology observatories network (HURRBIS: *Hydrologie Urbaine Réseau de Recherche Bassins Inter-Sites*), located in the western part of France.

Turbidity and TSS were monitored for several years by the Laboratoire Central des Ponts et Chaussées (LCPC) Water and Environment Division on two catchments served by a combined sewer system: *Saint-Mihiel* (SM) and *Cordon Bleu* (CB)

The first site, SM, is representative of a small catchment encompassing a 100-hectare surface of dense urban area in the city center. The second site, CB, is much larger (5 000 hectares) and embeds SM. The catchment of CB is located downstream of the main collector of the city of Nantes (right bank of the river Loire), serving approximately 500 000 population equivalent (Jaumouillié, 2003). This catchment extends from the city center to residential suburban areas, the latter being serviced by separate sewer systems.

Databases available to this study

During dry weather, six 24-hour instantaneous measurement campaigns were performed at CB and two at SM in order to establish turbidity-TSS relationship. The samples in the dry

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

weather conditions were sampled instantaneously every two hours or so.
30 events were sampled under wet weather conditions at CB and 26 at SM. The samples in wet weather conditions were sampled instantaneously every ten minutes when the height of water in the sewer system exceeds a threshold height that is a criterion to define the rainfall event. Both Turbidity and TSS were measured on theses samples. Return periods of the 1-hour maximum rainfall intensity vary between 3 months and 10 years (two extreme events at CB); i.e. 11 mm/hr for a 6-month return period, 13 mm/hr for a 1-year return period and 21 mm/hr for a 10 year one.
Both turbidity and TSS were measured in the laboratory on the same samples. Turbidity was measured while complying with the ISO 7027 (NF EN ISO 7027, 2000) standard by means of light attenuation within the infrared band at 880 nm using a turbidimeter manufactured by Ponsel. This turbidimeter was calibrated with formazin. As a consequence turbidity is expressed in *formazin attenuation units* (FAU). The TSS concentrations were determined according to AFNOR Standards (NF EN 872, 2005).
Wet weather definition is based on the water level within the collector, and wet weather sampling starts when water height corresponds to a doubling of the peak dry weather flow.
(T, TSS) pairs were validated on the basis of the "Cook's distance" statistical test (Cook, 2000). *Table 1* summarizes the turbidity-TSS database.

Theoretical turbidity-TSS relationship
Turbidity reflects the loss of transparency in a liquid, i.e. in our case urban wastewater or stormwater, due to the presence of colloidal and/or suspended solids. Mie's theory (Mishendo et al., 1999), for *n* classes of homogeneous suspended particles with a given size and refraction index, is able to demonstrate that the relationship between turbidity measured in attenuation (T) and TSS concentration (TSS) is linear, i.e.:

$$TSS = \frac{2}{3}\left(\sum_{i=1}^{n} \frac{Q_{exti}\, p_{mi}}{\rho_{pi} d_{pi}}\right)^{-1} T = a \times T$$

Q_{exti} the characteristic extinction coefficient of class *i* (which depends on the wavelength, refraction index and particle shape), ρ_{pi} the mass density of class *i* particles, and p_{mi} the fraction of class *i* particles with an equivalent diameter of d_{pi}.
The coefficient of proportionality *a* between TSS concentration (TSS) and turbidity (T) thus depends on the geometric and optical characteristics of the suspended particles (i.e. size, shape, refraction index, mass density).
For urban wastewater or stormwater, the TSS characteristics are both heterogeneous and variable with time. This explains why *a* is able to vary with time, during dry weather at various time scales ranging from the hour to the season, and during wet weather, either between events or inside a same event.
In the following a_{ij} will denote the value of the ratio of TSS concentration to the associated turbidity for sample *j* of rainfall event or sampling campaign *i*.

Table 2| Details of the TSS -Turbidity value pairs at the CB and SM study sites

	Wet weather		Dry weather	
	Number of rainfall events	Number of samples	Number of sampling campaigns (day)	Number of samples
CB	30	324	6	55
SM	26	243	2	19

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Calculation methods

Analysis of the variability in ratio a_{ij}

Our aim is to evaluate the a_{ij}'s variability, from one site to the other, spanning both dry and wet weather conditions, and on each particular site when alternating from one dry weather day to another and from one rainfall event to another.

Let's assume *k* groups of observations (e.g. *k* events or *k* dry days or *k* sites) $G_1, G_2, ..., G_k$ with respectively $n_1, n_2, ..., n_k$ records. Average values can be calculated for each group and for the pooled values:

$$a_i = \frac{1}{n_i}\sum_j a_{ij} \text{ and } a = \frac{1}{\sum_i n_i}\sum_i\sum_j a_{ij}$$

The overall variability SS_T may be divided into two types: at the inter-scale (e.g. inter-event), and at the intra-scale (e.g. during a single event). The decomposition can then be written in the following form:

$$SS_T = SS_{\text{inter}} + SS_{\text{intra}}$$

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(a_{ij} - a)^2 = \sum_{i=1}^{k} n_i (a_i - a)^2 + \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(a_{ij} - a_i)^2$$

The first term reflects inter-group variability (SS_{inter}), while the second term accounts for for intra-group variability taking place within the observation groups (SS_{intra}).

The correlation ratio then yields the share of total variability in the data explained by the group effect, i.e.:

$$R^2 = 100 * \frac{SS_{\text{inter}}}{SS_T}$$

This variability index ranges between 0 and 100 and will be used to characterize inter-group variability with respect to total variability. The index value tends to 0 if intra-group variability is predominant.

This global approach was completed by an analysis of the homogeneity existing among the various groups G_i by means of statistical significance testing (5% threshold) using both Wilcoxon-Mann-Whitney ($k = 2$ comparison between sites) and Kruskal-Wallis ($k > 2$: comparison between events or between dry days) (Corder and Foreman, 2009).

Evaluation of wet weather TSS concentration: Regression calculations - Monte Carlo simulation

Since a_{ij} values vary depending on the characteristics of suspended solids, empirical relationships are used in practice to convert turbidity values into TSS concentrations. We began by establishing a linear relationship specific to each rainfall event and each dry weather sampling campaign through applying the ordinary least squares regression: $TSS = aT + b$. These regression lines do not necessarily pass through the origin. Choosing a linear regression model that does not pass through the origin implicitly recognizes that the model cannot be extrapolated for very low values: a zero turbidity value would therefore correspond to nonzero

(and even negative) TSS values. This acknowledges that particle characteristics vary over the course of a single day or during a given event, but suggests that these variations are in fact correlated with the TSS concentration value. Moreover, the wet weather samples at both the CB and SM sites showed turbidity values varying between 100 and 700 FAU, i.e. the most probable range of values in a combined sewer during wet weather (Lacour *et al.*, 2009b). As a result, we calculated the TSS concentration for turbidity values lying between 100 and 700 FAU.

After analyzing the variations in these relationships, the next step consisted of examining the possibility of combining events in order to calculate a single regression, and to study the impact of sampled events on TSS uncertainty, using a Monte Carlo simulation. To perform this study we assume that the pool of actually sampled events is representative of events capable of occurring on each catchment basin. Then we simulate simpler measurement campaigns, which would entail a smaller number of events. To proceed, a number of events n was randomly drawn from among the events numbered 1 through N for each site (where n ≤ N, see Table 1), without replacement for each n-event set; then, for each selected set, a turbidity-TSS regression could be calculated, and the process is repeated 1000 times for each value of n.

Each turbidity value thus yielded a distribution of TSS concentration values, and this distribution corresponded to the dispersion in average relationships derived from the various event datasets. TSS concentration variability was expressed in terms of half-confidence intervals because we have verified, using the Shapiro-Wilk normality test at the 5% threshold, that for $n \geq 2$, the normal distribution of TSS concentration is readily accepted

Moreover, for a particular set of calibration events, the regression model implies residual errors. These errors were assumed to follow a normal law with a variance σ^2 derived from residues observed for calibration data. The normality of all residues were verifed without the two extreme events at CB using the Shapiro-Wilk normality test at the 5% threshold. The simulated TSS concentration value was thus derived by simulating a random number τ that followed a *Student's t* distribution with $n_{sample} - 2$ degrees of freedom, where n_{sample} is the number of samples introduced to adjust the linear regression line. The simulated TSS value, for a given turbidity T_i, then equals:

$$TSS_{simu} = TSS_{LR} + s\sqrt{\left(1 + \frac{1}{n_{sample}} + \frac{(T_i - \overline{T})^2}{\sum_{j=1}^{n_{sample}} (T_j - \overline{T})^2}\right)}\,\tau_{(n_{sample}-2)}$$

with $TSS_{LR} = aT_i + b$ being the value of TSS concentration estimated by the linear regression line for parameters a and b, s the estimated residual standard deviation, and $\overline{T}$ the average turbidity value of all samples T_j.

The *Student's t* distribution exhibits infinite variance for fewer than 3 degrees of freedom; hence, we removed from the analysis those sets of calibration events whose n_{sample} values were below 5.
This process was then reiterated a maximum of 1,000 times for each given sub-sample *n* and turbidity value T_i.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

RESULTS AND DISCUSSION

Analysis of the variability in ratio a_{ij} between TSS and turbidity

The ratios a_{ij} are illustrated in the form of Tukey box-and-whisker plots (see *Fig. 1a*); the lower and upper lines of the box correspond respectively to the 1st and 3rd quartiles (Q_1 and Q_3), while the median (Q_2) and mean (dotted line) are represented by horizontal lines inside the box. Both the lower and upper whiskers delimit so-called "adjacent" values, which are determined on the basis of the inter-quartile deviation $IQR = Q_3-Q_1$ and which equal $Q_1-1.5*IQR$ and $Q_3+1.5*IQR$. In addition to these values, so-called extreme values extending beyond the adjacent values have been treated individually and represented by markers (wet weather in our case)

The CB site displays dispersion in this ratio of lesser magnitude than SM site dispersion during both dry and wet weather periods. The wet weather dispersion as given by adjacent values is on the order of 30% with respect to the median value at CB, and 40% at SM. The extreme values of a_{ij} represent 10-year rainfall events and are significantly higher than the rest of the data recorded. For the other values, no trend can be detected relative to any of the general characteristics applicable to the surveyed events. The dry weather ratios are less variable and display lower overall values than their wet weather counterparts; this result can be explained by the type of particles involved during wet weather (i.e. less homogeneous, more mineral in nature, finer-grained, see (Joannis, Ruban et al., 2008).

Inter-site variability during dry and wet weather periods

Figures 1a and *b* indicate that the values of a_{ij} are comparable at the two sites during dry weather. This explains the correlation ratio equal to 6% (*Fig. 2*). In addition, the Wilcoxon-Mann-Whitney statistical test confirmed the non significance of the variability of a_{ij} between sites at the 5% threshold. This result underscores the relative spatial homogeneity of a_{ij}, during dry weather. Such homogeneity has also been observed by “Marechal, (2000)” at various sites during dry weather for attenuation-based turbidity measurements. It would be worthwhile to verify this latest conclusion for Nephelometric turbidity measurements.

Similarly, during wet weather, *Figures 1a* and *2* attest to a relative homogeneity of a_{ij} at both sites. The small spatial variability found in a_{ij} values is also noticed when performing statistical analyses. This initial observation suggests that the quality of wet weather, combined sewer effluent remains rather homogeneous when examined from spatial scale larger than a few dozen hectares (Kafi *et al.*, 2008).

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

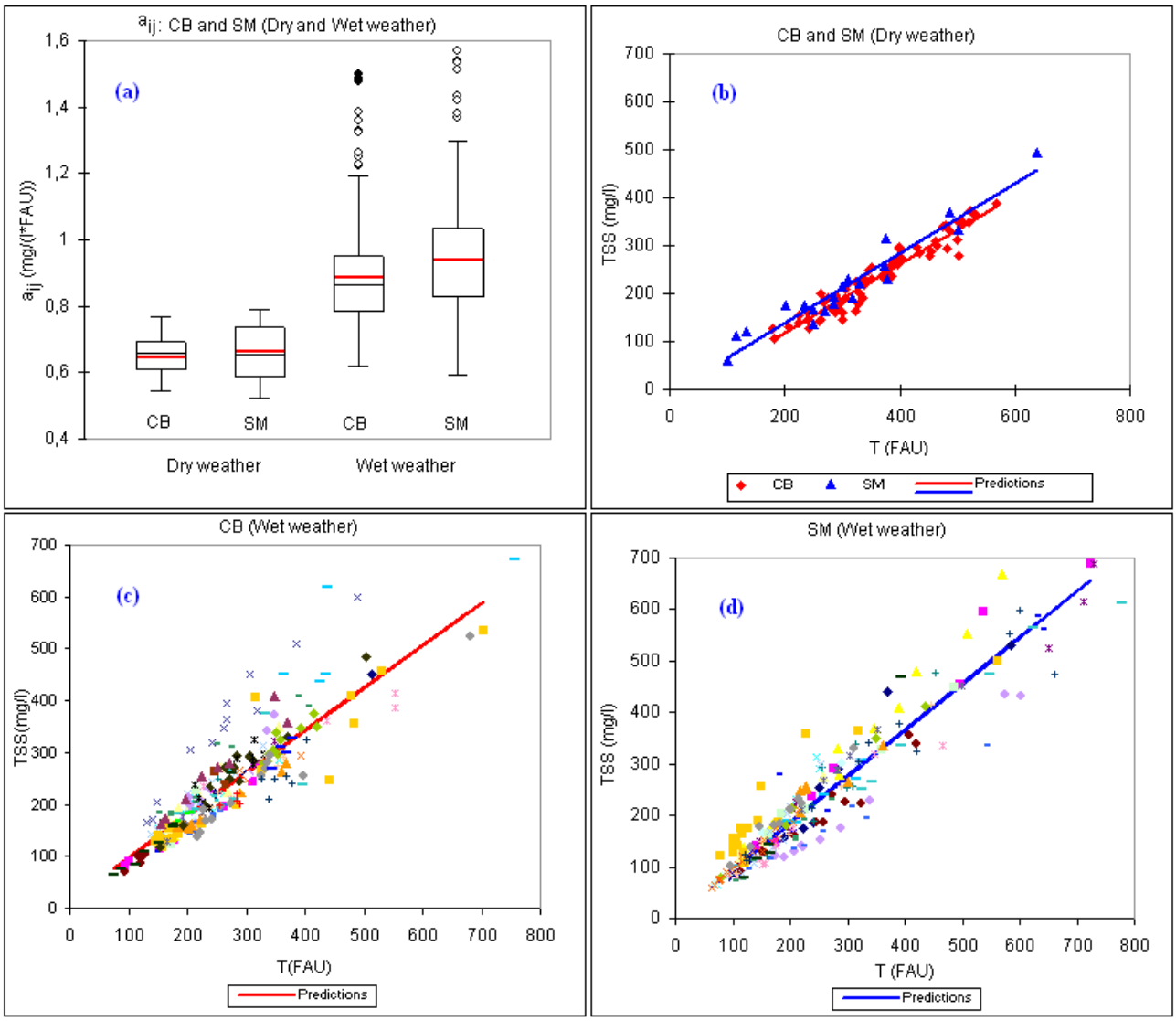


Figure 27| a) Box plots of a_{ij} ratio at SM and CB during dry and wet weather periods; b, c and d) Relationships between TSS and turbidity at the CB and SM sites during dry and wet weather periods (the various symbols represent individual events)

Dry weather variability

The variability over the course of any given day is slightly predominant over the variability between different days and amounts to 60% of total CB site variability and to 65% at SM (*Fig. 2*). Anyway the Kruskal-Wallis statistical test asserts the significance of the variability of aij between days at the 5% threshold

Variability between rain events

The variability of a_{ij} between rainfall events is noteworthy. More than 70% of the total wet weather variability is inter event variability (*Fig. 2*). Such an inter-event variability confirms the findings of (Chebbo, 1992, Kafi-Benyahia *et al.*, 2005) regarding wet weather pollutant characteristics. Yet it could not be correlated with general characteristics of rainfall events, such as precipitated height, intensity and previous dry weather period duration.

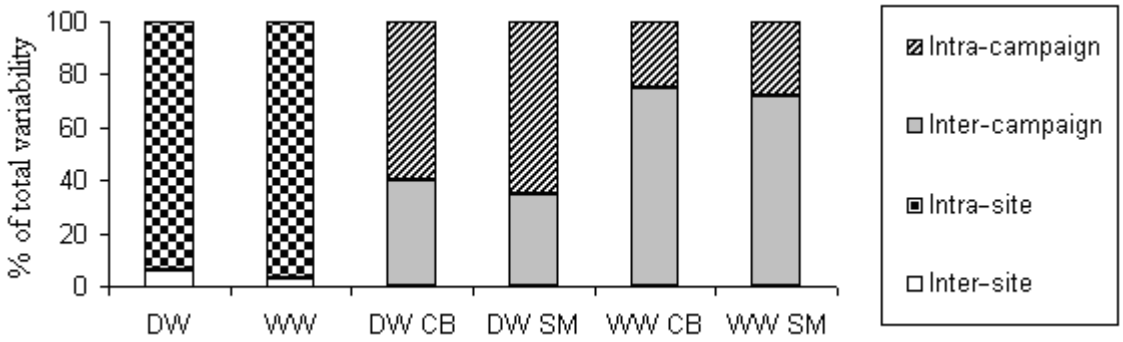


Figure 28| Percentage of inter-group and intra-group variability with respect to total group variability (DW: dry weather days, WW: wet weather events, CB: Cordon Bleu, SM: Saint Mihiel)

Quality of the linear relationships between turbidity and TSS

Table 2 lists parameters describing the linear relationships between turbidity and TSS for the SM and CB sites. It reveals good linearity of these relationships, and most of them tend to pass close to the origin under all weather conditions. The presence of two strong events in CB deviate the regression line of the overall relationship at CB. So we observe cetraine difference between the wet weather b median value and overall b value. But the variability of the slope *a* is similar to the variability of the ratio aij described in a preceding section.

These results signify that variations of particle characteristics over the course of a given rainfall event or dry weather day are not sufficient to change turbidity-TSS relationships. The low variability of the slope exerts an impact on the linear relationship built using the data points of all events. The coefficients of determination found for these linear relationships are in fact slightly less than the median of all relationships taken as a whole, yet still remain above 0.8.

Table 3| Parameters used to derive the turbidity-TSS relationships ($TSS = aT + b$) for both the CB and SM databases during wet weather (WW) and dry weather (DW) for all samples as in Table 1 (s_b and s_a are the standard deviations of *a* and *b*)

			CB	SM
WW	Coefficient of determination r^2	Median	*0.92*	*0.97*
		Empirical, 95% CI	*[0.74; 0.98]*	*[0.80; 0.99]*
	TSS-intercept *b* ($mg.l^{-1}$)	Median	*0*	*-5*
		Empirical, 95% CI	*[-29; 35]*	*[-42; 30]*
	Slope *a* ($mg.l^{-1}.FAU^{-1}$)	Median	*0.82*	*0.90*
		Empirical, 95% CI	*[0.63; 1.23]*	*[0.60; 1.17]*
	R^2	Overall relationship	*0.82*	*0.82*
	$b \pm s_b$	Overall relationship	*15±7*	*7±5*
	$a \pm s_a$	Overall relationship	*0.85±0.02*	*0.89±0.02*
DW	R^2	Overall relationship	*0.93*	*0.93*
	$b \pm s_b$	Overall relationship	*-8±9*	*-6±16*
	$a \pm s_a$	Overall relationship	*0.71±0.02*	*0.72±0.05*

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Uncertainty in the TSS concentration assessed from turbidity

Figure 3 shows the 95% half-confidence intervals of TSS concentration, for the CB and SM sites. The impact of the number of events used to calibrate the turbidity-TSS relationship on the TSS concentration dispersion is in fact very easy to distinguish. The TSS concentration at CB stands out with a greater dispersion due to the presence of two 10-year events, which do not resemble any of the other events in terms of the calibration relationship established between turbidity and TSS concentration (*Fig. 1c)*. As an example, in order to evaluate TSS concentration on the basis of turbidity measurement with a dispersion on the order of ±20% within the [150, 700] FAU interval, it would be sufficient to sample at least 5 events. This number of events is apparently compatible with the duration of measurement campaigns conducted within the scope of sewer system diagnostic examinations. This finding demonstrates that the use of turbidity provides substantially improved accuracy in evaluating wet weather TSS.

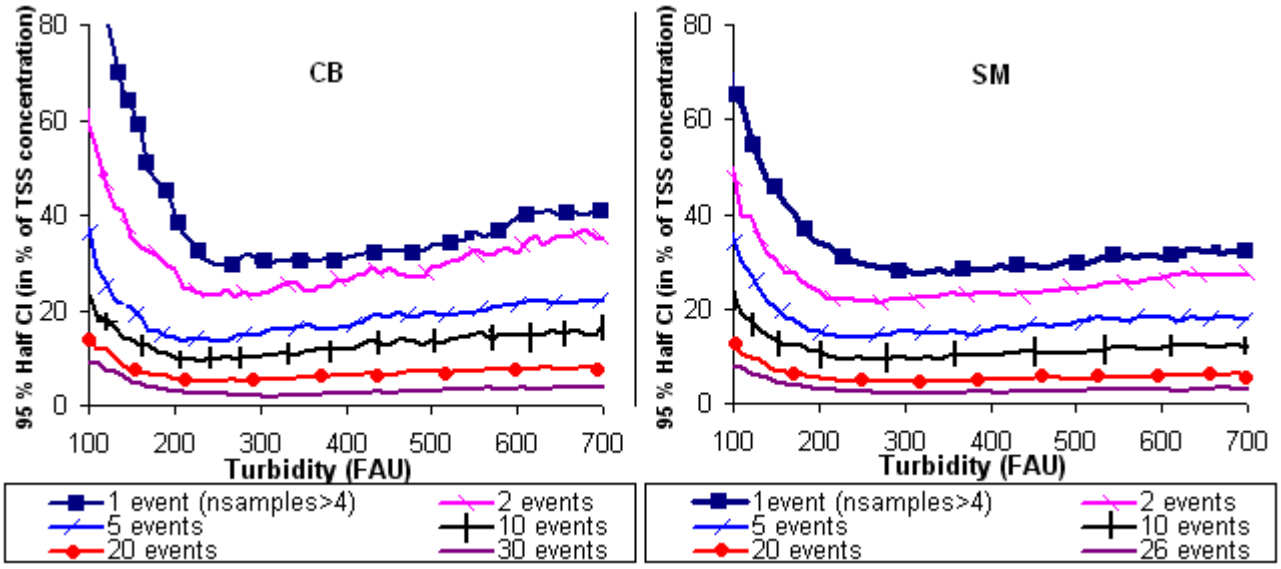


Figure 29| Dispersion of wet weather TSS concentration vs. turbidity, and number of sampled events taken into consideration for the CB and SM study sites

CONCLUSION

This study has confirmed the possibility to use turbidity to assess TSS concentration within a combined sewer system. The key findings of this work are as follows:

- The turbidity-TSS calibration relationships show good linearity regardless of weather conditions, and most of them tend to pass close to the origin.
- The ratio a_{ij} between TSS concentration and turbidity varies from 0.5 to 0.8 $mg.l^{-1}.FAU^{-1}$ in dry weather conditions and 0.6 to 1.4 $mg.l^{-1}.FAU^{-1}$ for most rain events.
- The inter-site variability of a_{ij}, is not significant at the 5% threshold, regardless of weather conditions.
- The variability in aij is lower in dry weather conditions than during rain events. The variability from one dry weather day to another remains lower than the same-day variability.
- For rain events, the inter-event variability of aij largely exceeds the intra-event variability.
- To meet an operational objective, 5 events are sufficient to build an turbidity-TSS relationship capable of evaluating instantaneous, wet weather TSS concentration

values in the [150, 700] FAU turbidity interval with a level of uncertainty remaining less than 20%.

These satisfactory results are explained both by the method applied for correlating turbidity and TSS values measured at the laboratory *on the same physical sample*, and by a low inter-event variability in the linear turbidity-TSS calibration on the considered sites. Such limited variability allows for the use of continuous turbidity measurements in learning about solid transport phenomena occurring in the sewer network, especially regarding sedimentation / erosion processes. It would be worthwhile to pursue this line of research at other sites as a preliminary step to generalization

Regarding the method, it assumes that the turbidity values do not change between the sampling location and the laboratory. This point has not been thoroughly investigated yet and will be in the next future.

ACKNOWLEDGMENTS
This study has been performed within the framework of the OPUR research program. The authors gratefully acknowledge the *SEPIA Conseils* firm, the Municipality of Paris, the Interdepartmental Association for Sewage Disposal in the Paris Conurbation (SIAAP), the Seine-Normandy Water Agency (AESN), the Departmental Council of Seine-Saint-Denis (Water and Sewage Services Department - DEA 93), the Departmental Council of Val-of-Marne (Water and Sewage Services Department - DSEA 94) and the Paris Regional Council (CRIF) for their combined financial support. Thanks are also owed to the Nantes Metropolitan authority for its technical support.

REFERENCES
Ashley, R., Bertrand-Krajewski, J.L. and Hvitved-Jacobsen, T. (2005) Sewer solids - 20 years of investigation. Water Science and Technology **52**(3), 73-84.
Bertrand-Krajewski, J.L., Barraud, S., Kouyi, G.L., Torres, A. and Lepot, M. (2008) On-line monitoring of particulate pollutant loads in urban sewer systems: stakes, methods, example of application. La Houille Blanche (4), 49-57.
Bertrand Krajewski, J.L., Joannis, C., Chebbo, G., Ruban, G., Métadier, M. and Lacour, C. (2010) Comment utiliser la turbidité pour estimer en continu les concentrations en MES et/ou DCO: Une approche méthodologique pour les réseaux d'assainissement (How to use turbidity for continuously assessing TSS and/or COD concentrations in sewer systems? A methodological approach) TSM. Techniques sciences méthodes, France (no1-2), pp. 36-46.
Chebbo, G. (1992) Solides des rejets pluviaux urbains. Caractérisation et traitabilité (Solids in urban wet weather discharges: characterization and treatment), PhD Thesis, Ecole Nationale des Ponts et Chaussées, Paris, France (in French).
Chebbo, G., Bachoc, A., Laplace, D. and Leguennec, B. (1995) The transfer of solids in combined sewer networks. Water Science and Technology **31**(7), 95-105.
Cook, R.D. (2000) Detection of influential observation in linear regression. Technometrics **42**(1), 65-68.
Corder, G.W. and Foreman, D.I. (2009) Nonparametric Statistics for Non-Statisticians: A Step-by-Step Approach, John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.
Ellis, J.B. and Hvitved Jacobsen, T. (1996) Urban drainage impacts on receiving waters. Journal of Hydraulic Research **34**(6), 771-783.
Fletcher, T.D. and Deletic, A. (2007) Statistical evaluation and optimisation of stormwater quality monitoring programmes. Water Science and Technology **56**(12), 1-9.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Gromaire, M.C., Garnaud, S., Saad, M. and Chebbo, G. (2001) Contribution of different sources to the pollution of wet weather flows in combined sewers. Water Research **35**(2), 521-533.

Jaumouillié, P. (2003). Hétérogénéités des vitesses et des concentrations dans les collecteurs d'assainissement: application à la mesure des flux polluants (Heterogeneities velocities and concentrations in sewerage collectors: application to the measurement of flow pollutants), PhD thesis at the University of Bordeaux 1, 236 p.

Joannis, C., Ruban, G., Gromaire, M.C., Bertrand-Krajewski, J.L. and Chebbo, G. (2008) Reproducibility and uncertainty of wastewater turbidity measurements. Water Science and Technology **57**(10), 1667-1673.

Kafi-Benyahia, M., Gromaire, M.G. and Chebbo, G. (2005) Spatial variability of characteristics and origins of urban wet weather pollution in combined sewers. Water Science and Technology **52**(3), 53-62.

Kafi, M., Gasperi, J., Moilleron, R., Gromaire, M.C. and Chebbo, G. (2008) Spatial variability of the characteristics of combined wet weather pollutant loads in Paris. Water Research **42**(3), 539-549.

Lacour, C., Joannis, C. and Chebbo, G. (2009a) Assessment of annual pollutant loads in combined sewers from continuous turbidity measurements: Sensitivity to calibration data. Water Research **43**(8), 2179-2190.

Lacour, C., Joannis, C., Gromaire, M.C. and Chebbo, G. (2009b) Potential of turbidity monitoring for real time control of pollutant discharge in sewers during rainfall events. Water Science and Technology **59**(8), 1471-1478.

Langeveld, J.G., Veldkamp, R.G. and Clemens, F. (2005) Suspended solids transport: an analysis based on turbidity measurements and event based fully calibrated hydrodynamic models. Water Science and Technology **52**(3), 93-101.

Lawler, D.M., Petts, G.E., Foster, I.D.L. and Harper, S. (2006) Turbidity dynamics during spring storm events in an urban headwater river system: The Upper Tame, West Midlands, UK. Science of the Total Environment **360**(1-3), 109-126.

Marechal, A. (2000) Relations entre caractéristiques de la pollution particulaire et paramètres optiques dans les eaux résiduaires urbaines (Relationship between particulate pollution characteristics and optical parameters in wastewater), PhD Thesis, Institut national polytechnique de Lorraine, Vandoeuvre-lès-Nancy, France (in French).

Métadier M., Bertrand-Krajewski J.-L. (2011). From mess to mass: a methodology for calculating storm event pollutant loads with their uncertainties, from continuous raw data time series. Water Science and Technology, **63**(3), 369-376.

Mishendo, M.I., Hovenier, J.W. and Travis, L.D. (1999) Light Scattering by Nonspherical Particles: Theory, Measurements, and Applications, Academic Press Inc 1999, 690 p..

Mourad, M., Bertrand-Krajewski, J.L. and Chebbo, G. (2005) Sensitivity to experimental data of pollutant site mean concentration in stormwater runoff. Water Science and Technology **51**(2), 155-162.

NF EN ISO 7027 (2000) Qualité de l'eau- détermination de la turbidité, "Water quality - determination of turbidity", AFNOR, Paris - France, 14 p.

NF EN 872 (2005). Qualité de l'eau - Dosage des matières en suspension - Méthode par filtration sur filtre en fibres de verre, " Water quality - Determination of suspended solids - Method by filtration through glass fibre filters", AFNOR, Paris - France, 14 p.

Ruban, G. (1995) Continuous measurement of pollution due to urban effluents under wet conditions using optical-systems. Water Science and Technology **32**(1), 241-247.

Saget, A., Chebbo, G. and Desbordes, M. (1995) Urban discharges during wet weather - what volumes have to be treated. Water Science and Technology **32**(1), 225-232.

Smullen, J.T., Shallcross, A.L. and Cave, K.A. (1999) Updating the US nationwide urban runoff quality data base. Water Science and Technology **39**(12), 9-16.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

ANNEXE M

Relation entre la turbidité et Matières En Suspension en réseau d'assainissement unitaire

A. Hannouche[*, **] G.Chebbo[*, ****] G. Ruban[***] B. Tassin[*] C. Joannis[***]	Relation entre la turbidité et Matières En Suspension en réseau d'assainissement unitaire *Relationship between turbidity and suspended solids within a combined sewer system*
* Université Paris-Est, LEESU, UMR-MA-102, AgroParisTech, 6 et 8 avenue Blaise Pascal - Cité Descartes, 77455 Champs-sur-Marne Cedex 2, France ** SEPIA Conseils, 53 rue de Turbigo, 75003 – Paris – France *** LCPC – Division eau & environnement – route de Bouaye – BP 4129 – 44341 Bouguenais cedex **Faculté de génie, Université Libanaise, route de l'aéroport, Beyrouth, Liban	Table des matières : INTRODUCTION METHODOLOGIE RESULTATS ET DISCUSSIONS CONCLUSIONS REMERCIEMENTS BIBLIOGRAPHIE

MOTS-CLÉS : étalonnage, concentration en MES, temps sec, temps de pluie, turbidité, variabilité.
KEYWORDS: *calibration, TSS concentration, dry weather, wet weather, turbidity, variability.*

RESUME
Cet article confirme l'existence d'une relation linéaire forte entre la turbidité et la concentration en Matières En Suspension (MES). Toutefois, la pente de cette relation varie entre le temps sec et le temps de pluie, ainsi que entre les sites. L'effet de cette variabilité sur l'estimation de la concentration en MES par temps de pluie est évalué en fonction du nombre de données d'étalonnage utilisées pour établir la relation entre la turbidité et les MES. Les résultats obtenus montrent à la fois une variabilité limitée entre les sites étudiés et par temps sec, avec une variabilité interévénemtielle significative. De plus, la turbidité permet une évaluation de la concentration en MES avec une précision acceptable pour un effort d'échantillonnage d'événements pluvieux raisonnable.

ABSTRACT
This article confirms the existence of a strong linear relationship between turbidity and suspended solids (TSS) concentration. However, the slope of this relation varies between dry and wet weather conditions, as well as between sites. The effect of this variability on estimating the instantaneous wet weather TSS concentration is assessed on the basis of the size of the calibration dataset used to establish the turbidity - TSS relationship. Results obtained indicate limited variability both between sites and during dry weather, along with a significant inter-event variability. Moreover, turbidity allows an evaluation of TSS concentrations with an acceptable level of accuracy for a reasonable rainfall event sampling campaign effort.

INTRODUCTION

Depuis 1970, de nombreuses études ont souligné l'importance de la pollution des rejets urbains de temps de pluie et l'impact négatif de cette pollution sur les milieux récepteurs (Ellis et Hvitved Jacobsen, 1996, Gromaire et al., 2001, Saget et al., 1995, Smullen et al., 1999). Les matières en suspension (MES) constituent le principal vecteur des polluants transportés par temps de pluie dans le réseau d'assainissement unitaire (Ashley et al., 2005, Chebbo et al., 1995). Les dispositions réglementaires émanant de la loi sur l'eau du 30 décembre 2006 imposent le traitement des effluents pour les événements non exceptionnels et l'autosurveillance des ouvrages de collecte et de traitement. De plus, dans le cadre de l'autosurveillance des réseaux en France, l'arrêté du 22 juin 2007 impose une estimation des masses de MES rejetées au droit des déversoirs d'orage les plus importants. Il est

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

donc important de mesurer les flux en MES transitant dans le réseau ou déversés dans le milieu naturel. Pour mieux répondre à ces exigences réglementaires, la mesure en continu de la concentration en MES sera essentielle. Les concentrations en MES sont classiquement estimées à partir d'analyses en laboratoire effectuées sur des échantillons prélevés in situ durant les événements pluvieux. Cette pratique présente plusieurs inconvénients : transport des échantillons du site au laboratoire, conditionnement et conservation des échantillons, délais pour obtenir les résultats, coût élevé des prélèvements et des analyses, quelques échantillons par événement et quelques événements sont échantillonnés (Bertrand-Krajewski et al., 2008). Il en résulte une faible représentativité temporelle de la dynamique des phénomènes du transport solide dans le réseau et des incertitudes importantes dans l'évaluation des flux annuels des MES (Mourad et al., 2005).

Dans ce contexte, la mesure en continu de la turbidité en réseau d'assainissement commence à se développer car elle permet d'avoir directement accès à la mesure de la dynamique de la pollution particulaire, notamment lors d'événements pluvieux. De récentes études ont montré la possibilité d'utiliser cette mesure pour contrôler, évaluer la qualité des effluents (Langeveld et al., 2005, Lawler et al., 2006) et estimer les flux de MES aux échelles événementielles et annuelle avec une faible dispersion par rapport aux méthodes d'échantillonnage classiques (Lacour et al., 2009a). Il faut noter que l'application de protocoles adaptés permet l'obtention de mesure de la turbidité en continu fiable et précise à des pas de temps courts en réseau d'assainissement (Joannis et al., 2008).

Toutefois, la relation entre la turbidité et la concentration en MES reste une question difficile à traiter (Bertrand Krajewski et al., 2010, Ruban, 1995). En effet, elle dépend de plusieurs paramètres, notamment les caractéristiques géométriques et optiques des particules en suspension qui sont variables et hétérogènes dans les eaux résiduaires ou pluviales urbaines. Ces paramètres sont liés à la nature des effluents, et peuvent varier en temps sec selon les heures et les jours et en temps de pluie en fonction des événements pluvieux. De plus, il faut noter que la turbidité d'une suspension dépend non seulement du type d'effluent mesuré, mais aussi du principe de mesure (atténuation ou néphélométrie) et de la longueur d'onde utilisés. Cette relation n'est donc pas unique ni constante. Cependant, on peut établir des relations moyennes représentatives de différents contextes (par exemple : temps de pluie, temps sec, site spécifique,…) dont la qualité reste assez élevée par exemple à des échelles temporelles comme l'année (Fletcher et Deletic, 2007) et assez efficace pour un site donné.

L'objectif de cet article est de : a) confirmer l'existence d'une relation linéaire entre la turbidité et la concentration en MES, b) étudier et évaluer la variabilité de cette relation sur les deux sites : Cordon Bleu et Saint-Mihiel à Nantes, par temps sec et par temps de pluie et c) évaluer l'effet de cette variabilité sur l'estimation de la concentration en MES, c.à.d. la dispersion de cette concentration en fonction des données d'étalonnage.

Dans un premier temps, nous présentons les bases de données utilisées, puis nous détaillons la méthodologie développée pour évaluer la variabilité de la relation turbidité/MES. Enfin, nous discutons les résultats obtenus.

1. METHODOLOGIE

1.1 Site d'étude

1.1.1. Description des sites

Nantes est l'un des sites de l'observatoire français en hydrologie urbaine (HURRBIS). Les relations entre la turbidité et la concentration en MES ont été suivies par la division Eau et Environnement du Laboratoire Central des Ponts et Chaussées (LCPC) pour deux bassins versants desservis par un réseau d'assainissement unitaire : *Saint-Mihiel* (SM) et *Cordon Bleu* (CB) à l'aide de prélèvements échelonnés sur plusieurs années de 1998 à 2006.

Le premier site, SM, est un petit bassin versant d'une surface de 100 hectares situé dans la zone centrale de la ville de Nantes. Le deuxième site, CB, est un bassin versant beaucoup plus étendu (5000 hectares) qui englobe celui de SM.

1.1.2. Bases de données disponibles

Par temps sec, nous disposons de six campagnes de mesure de 24 heures à CB et deux campagnes à SM pour établir la relation turbidité-MES. Ces campagnes couvrent l'ensemble des jours de la semaine.

36 événements ont été échantillonnés par temps de pluie à CB et 27 à SM. La turbidité et la concentration en MES ont été mesurées sur ces échantillons. Les périodes de retour de l'intensité de pluie maximale sur une heure varient de 3 mois à 10 ans, soit 11 mm/h pour une période de retour de 6 mois, 13 mm/h pour une période de retour d'un an et 21mm/h pour 10 ans.

La turbidité et la concentration en MES ont été mesurées au laboratoire. La turbidité a été mesurée avec un turbidimètre de marque Ponselle TUI par atténuation de la lumière dans l'infrarouge à 880 nm en respectant

la norme (NF EN ISO 7027, 2000). Ce turbidimètre a été étalonné à la formazine et par conséquent la turbidité est exprimée en *Formazin Attenuation Unit* (FAU). La concentration en MES a été mesurée en conformité avec la norme (NF EN 872, 2005).
Le temps de pluie a été défini par le critère de la hauteur d'eau dans le collecteur. Les prélèvements de temps de pluie sont réalisés quand la hauteur d'eau dépasse un seuil correspondant à environ 2 fois le débit de pointe de temps sec.

Les couples des valeurs (T, MES) ont été validés et les valeurs atypiques ont été supprimées en utilisant le test statistique « distance de Cook » (Cook, 2000). Le *Tableau I* résume la base de données MES-turbidité :

Tableau I : Inventaire des données MES/Turbidité à CB et SM

	Temps de pluie (TP)		Temps sec (TS)	
	Nb de pluies	Nb d'échantillons	Nb de campagnes	Nb d'échantillons
CB	30	324	6	55
SM	26	243	2	19

1.2. Relation théorique turbidité/MES

La turbidité est la réduction de la transparence d'un liquide, dans notre cas les eaux résiduaires ou pluviales urbaines, due à la présence de matières colloïdales et/ou en suspension. La théorie de Mie (Mishendo et al., 1999), pour n classes de particules en suspension homogènes et d'indice de réfraction déterminé permet de démontrer que la relation entre la turbidité mesurée en atténuation T et la concentration en MES C_{MES} est linéaire:

$$C_{MES} = \frac{2}{3}\left(\sum_{i=1}^{n} \frac{Q_{exti}\, p_{mi}}{\rho_{pi} d_{pi}}\right)^{-1} T = a \times T$$

Q_{MES} coefficient d'extinction caractéristique de la classe i (il dépend de la longueur d'onde, de l'indice de réfraction, et de la forme des particules); ρ_{pi} masse volumique des particules de la classe i ; p_{mi} fraction des particules de la classe i de diamètre équivalent d_{pi}.
Le coefficient de proportionnalité a entre la concentration en particules C_{MES} et la turbidité T dépend donc des caractéristiques géométriques et optiques des particules en suspension (taille, forme, indice de réfraction, masse volumique,…).
Dans les eaux résiduaires ou pluviales urbaines, les MES ont des caractéristiques à la fois hétérogènes et variables dans le temps, ce qui explique que ce coefficient peut varier en temps sec selon les heures et les jours, et en temps de pluie en fonction des événements pluvieux voire au sein d'un même événement pluvieux.
On notera dans la suite a_{ij} la valeur du rapport entre la concentration en MES et la turbidité associée pour l'échantillon j de l'événement ou la campagne i.

1.3. Méthodes de calcul

1.3.1. Analyse de la variabilité du rapport a_{ij}

Nous voulons évaluer la variabilité du rapport a_{ij} en fonction de facteurs tels que les sites, les journées de temps sec, les événements pluvieux. Pour cela on regroupe les observations correspondant à la même occurrence du facteur choisi, et on cherche à évaluer la contribution de ce facteur à la variabilité totale.

Supposons k groupes d'observations constitués (par exemple k événements ou k jours de temps sec ou k sites) $G_1, G_2,\ldots, G_k$ avec respectivement $n_1, n_2,\ldots, n_k$ observations. Les valeurs moyennes peuvent être calculées pour chaque groupe G_i et pour l'ensemble des observations :

$$a_i = \frac{1}{n_i}\sum_j a_{ij} \text{ et } a = \frac{1}{\sum_i n_i}\sum_i\sum_j a_{ij}$$

La variabilité totale peut être décomposée en deux termes: une variabilité à l'échelle intergroupe (entre événements par exemple) et une autre à l'échelle intragroupe (lors de l'événement pluvieux par exemple). Cette décomposition s'écrit sous la forme :

$$SC_T = SC_{inter} + SC_{intra}$$

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(a_{ij}-a)^2 = \sum_{i=1}^{k} n_i (a_i - a)^2 + \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}(a_{ij}-a_i)^2$$

Le rapport de corrélation donne la part de la variabilité totale des données expliquée par l'effet du facteur groupe :

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

$$R^2 = 100 * \frac{SC_{inter}}{SC_T}$$

C'est un indice qui varie entre 0 et 100. Il tend vers 100 si toute la variabilité observée est expliquée par le facteur qui a présidé à la constitution des groupes.

Cette approche globale a été complétée par une analyse de l'homogénéité des moyennes entre les différents groupes G_i au moyen des tests statistiques de significativité (au seuil de 5 %) en utilisant les tests de Wilcoxon-Mann-Whitney ($k=2$: comparaison entre sites) et de Kruskal-Wallis ($k>2$: comparaison entre les événements pluvieux et les journées de temps sec).

1.3.2. Evaluation de la concentration en MES : Calculs de régression - Simulation de Monte-Carlo

Comme les ratios a_{ij} varient, on utilise en pratique des calculs de régression pour convertir les valeurs de turbidité en concentration en MES. Dans un premier temps nous établissons une relation linéaire spécifique à chaque événement pluvieux et à chaque campagne de temps sec en utilisant la régression par moindres carrés ordinaire $C_{MES}=aT+b$. Ces droites de régression ne passent pas nécessairement par l'origine et admettent donc que les caractéristiques des particules puissent varier au cours d'une journée ou à l'intérieur d'un événement, en supposant que ces variations sont liées à la concentration. Après avoir analysé les variations de ces relations, nous étudierons dans un deuxième temps la possibilité de regrouper tous les événements disponibles pour calculer une régression unique, en mettant l'accent sur l'impact des événements échantillonnés sur l'incertitude de l'évaluation des MES. Pour cela nous faisons l'hypothèse que les événements échantillonnés sont représentatifs des événements susceptibles de se produire sur chaque bassin versant. Donc nous simulons une campagne de mesure virtuelle avec un échantillonnage aléatoire d'un nombre réduit d'événements pluvieux par rapport au nombre d'événements mesurés disponibles pour chaque site. Pour cela, parmi les événements numérotés de *1* à *N* pour chaque site (*Tableau I*), on tire $n \leq N$ événements sans remise et pour chaque jeu d'événements tiré nous calculons une régression turbidité/MES.

Pour chaque valeur de turbidité on obtient donc une distribution de valeurs de la concentration en MES, correspondant à la dispersion des relations moyennes obtenues avec les différents jeux d'événements. Cette distribution nous permet de quantifier la variabilité de la concentration en MES due à la variabilité des données d'étalonnage. Cette variabilité a été exprimée en termes de demi-intervalle de confiance à 95 % car nous avons vérifié, avec le test de normalité de Shapiro-Wilk au seuil de 5 %, pour $n \geq 2$, que la distribution des concentrations en MES est normale.

Par ailleurs, pour un jeu d'événements tiré, le modèle de régression implique des erreurs résiduelles. Ces erreurs sont supposées suivre la même loi normale de variance résiduelle σ^2 provenant des résidus observés pour ce jeu. Pour tenir compte de l'influence de ces erreurs, la valeur simulée de la concentration en MES a été calculée en simulant un nombre aléatoire τ qui suit une loi de Student à $n_{ech}-2$ degrés de liberté où n_{ech} est le nombre des échantillons utilisés pour ajuster la droite de régression linéaire. La valeur simulée de MES, pour une turbidité donnée T_i, sera :

$$C_{MES_{simu}} = C_{MES_{RL}} + s\sqrt{1 + \frac{1}{n_{ech}} + \frac{(T_i - m_T)^2}{\sum_{j=1}^{n_{ech}} (T_j - m_T)^2}}\ \tau_{(n_{ech}-2)}$$

Avec $C_{MES}=aT+b$ la valeur estimée de la concentration en MES par la droite de régression linéaire de paramètres a et b; s l'estimation de l'écart type résiduel σ; m_T la moyenne des turbidités des échantillons T_j.

La loi de Student a une variance infinie si le nombre de degrés de liberté est plus petit que *3*. Pour cette raison, nous avons enlevé les événements dont n_{ech} inférieur à *5*.

Ce processus est réitéré au maximum *1000* fois pour chaque sous-échantillonnage n donné et pour chaque valeur de turbidité T_i.

Le choix d'un modèle de régression linéaire ne passant pas par l'origine admet implicitement que ce modèle ne peut pas être extrapolé pour les très faibles valeurs : une turbidité nulle correspondrait à des valeurs de la concentration en MES non nulles, voire négatives. De plus, les échantillons de temps de pluie à CB et SM ont des valeurs de turbidité qui varient seulement entre *100* et *700* FAU qui sont les valeurs les plus probables en réseau d'assainissement unitaire par temps de pluie (Lacour, Joannis et al., 2009b). En conséquence, nous avons effectué le calcul de la concentration en MES pour les valeurs de la turbidité comprises entre *100* et *700* FAU.

2. RESULTATS ET DISCUSSIONS

2.1. Analyse de la variabilité du rapport a_{ij} entre MES et turbidité

Les rapports a_{ij} sont illustrés sous forme de boîtes à moustaches de Tukey dans la *figure 1 (a)* ; les traits inférieur et supérieur de la boîte correspondent respectivement aux 1er et 3ème quartiles (Q_1 *et* Q_3) tandis que la médiane

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

(Q_2) et la moyenne (en rouge) sont représentées par les traits horizontaux à l'intérieur de la boîte. Les deux moustaches inférieure et supérieure délimitent les valeurs dites adjacentes qui sont déterminées à partir de l'écart interquartile $IQR = Q_3-Q_1$. Elles valent $Q_1-1,5*IQR$ et $Q_3+1,5*IQR$. Les valeurs dites extrêmes situées au-delà des valeurs adjacentes sont individualisées et sont représentées par des marqueurs.
Le site de CB a une dispersion du rapport a_{ij} moins importante que celle du site de SM par temps sec et par temps de pluie. Cette dispersion par temps de pluie donnée par les valeurs adjacentes est de l'ordre de *30 %* par rapport à la valeur médiane à CB et de *40 %* à SM. Les valeurs extrêmes de rapport a_{ij} représentent des événements pluvieux décennaux et se caractérisent par des valeurs sensiblement plus élevées que le reste de la population. Pour les autres valeurs on ne décèle pas de tendance en fonction des caractéristiques générales des événements pluvieux concernés. Les valeurs du rapport a_{ij} par temps sec ont une faible dispersion et présentent des valeurs plus faibles que celles de temps de pluie, ce résultat peut s'expliquer par le type des particules transportées par temps de pluie (moins homogènes, plus minérales, …) (Joannis et al., 2008).

2.1.1Variabilité inter-site par temps sec et par temps de pluie
Les *figures 1 (a)* et *(b)* montrent que le rapport a_{ij} prend des valeurs comparables sur les deux sites par temps sec, ce qui est aussi traduit par le rapport R^2 égal à *6 %* (*figure 2*). De plus, le test statistique confirme que cette variabilité est non significative du rapport a_{ij} au seuil de *5 %*. Ce résultat atteste de la relative homogénéité spatiale de ce rapport par temps sec sur les deux sites considérés. Cette homogénéité a également été observée par (Marechal, 2000) sur divers sites par temps sec pour des mesures en atténuation. Il serait intéressant de vérifier ce résultat pour des mesures de la turbidité par néphélométrie.
De même par temps de pluie, les *figures 1 (a)* et *2* témoignent d'une relative homogénéité de ce rapport sur les deux sites. Cette faible variabilité spatiale peut être également appréciée au moyen de l'analyse statistique. Cette première analyse laisse à penser que la qualité des effluents unitaires par temps de pluie demeure relativement homogène à partir d'une certaine échelle spatiale (Kafi et al., 2008).

2.1.2. Variabilité par temps sec
La variabilité entre journées du rapport a_{ij} est non négligeable par rapport à la variabilité au sein de chaque journée. En effet, sur les deux sites, elle représente 40 % à CB et 35 % à SM de la variabilité totale (*figure 2*). Le test statistique confirme cette variabilité significative du rapport a_{ij} au seuil de 5 %.

2.1.3. Variabilité entre les événements pluvieux
La variabilité du rapport a_{ij} entre les événements pluvieux est claire. Plus de 70 % de la variabilité totale du rapport a_{ij} par temps de pluie sont dus à la variabilité inter-événementielle (*figure 2*). Cette variabilité inter-événementielle concorde avec les résultats trouvés par (Chebbo, 1992, Kafi-Benyahia et al., 2005) concernant les caractéristiques des polluants par temps de pluie. Cette variabilité n'a pu être reliée systématiquement aux caractéristiques générales des événements pluvieux telles que la hauteur précipitée, l'intensité, la durée de temps sec antérieure, etc.

2.2. Qualité de la régression des moindres carrés
Le *tableau II* liste l'ensemble des paramètres relatifs aux relations linéaires entre turbidité et MES pour les deux sites SM et CB. Il révèle une forte linéarité de ces relations, la majorité de ces relations ont tendance à passer au voisinage de l'origine, par temps sec et par temps de pluie. De plus, la variabilité de la pente *a* est similaire de celle du rapport a_{ij} présentée dans la section précédente.
Ces résultats signifient que les variations des caractéristiques des particules au cours d'un événement pluvieux ou d'une journée de temps sec sont insuffisantes pour changer significativement la relation entre la turbidité et la concentration en MES. La variabilité limitée de la pente *a* a une influence sur la relation linéaire construite avec les points de tous les événements pluvieux. En effet, les coefficients de détermination des relations linéaires globales sont un peu plus faibles que la médiane des coefficients de détermination de toutes les relations, mais restent supérieurs à 0.8.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

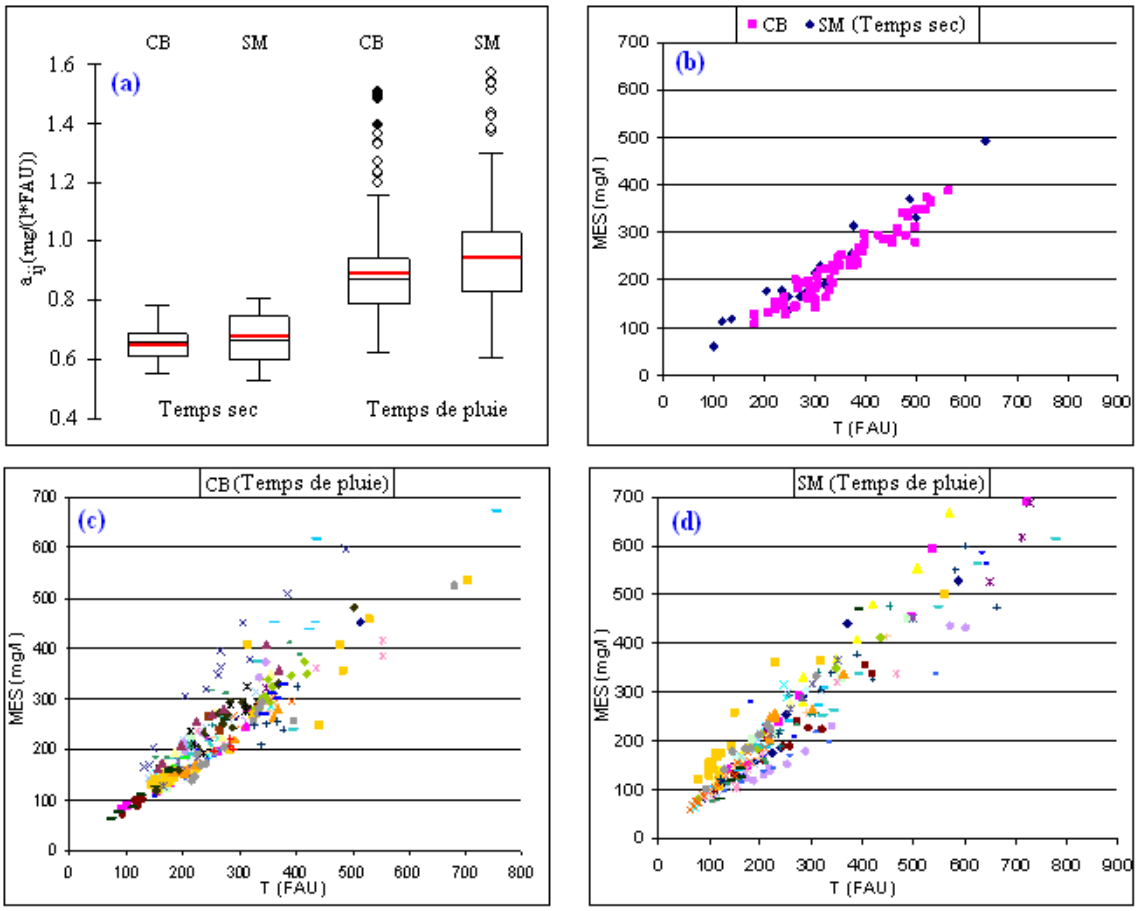


Figure 30 | (a) : Boîtes à moustaches du rapport a_{ij} à SM et CB par temps sec et temps de pluie ; (b), (c), (d) : Relations entre la concentration en MES et la turbidité à CB et à SM par temps sec et par temps de pluie. (Les différents symboles représentent les différents événements)

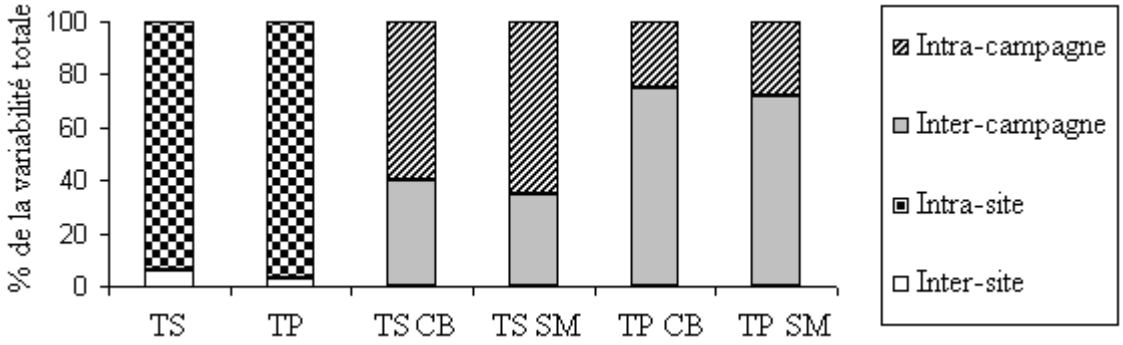


Figure 31 | % de la variabilité inter groupe et intragroupe par rapport à la variabilité totale dans le groupe (TS : temps sec, TP : temps de pluie, CB : Cordon Bleu, SM : Saint-Mihiel)

Incertitudes de la concentration en MES évaluée à partir de la turbidité

La *figure 3* montre les demi-intervalles de confiance à *95 %* en pourcentage de la concentration en MES, pour les deux sites CB et SM. L'impact du nombre d'événements utilisés pour l'étalonnage de la relation turbidité - MES sur la dispersion de la concentration en MES est net. La concentration en MES à CB se distingue par une dispersion plus importante en raison de la présence de deux événements décennaux qui se distinguent nettement des autres événements en terme de relations d'étalonnage (*figure 1 (c)*). Par exemple, pour évaluer la concentration en MES à partir de la mesure de la turbidité avec une dispersion de l'ordre de ± *20%*, dans l'intervalle *[150, 700] FAU*, il faut échantillonner au moins *5* événements dans l'année, un nombre d'événements qui semble compatible avec les durées des campagnes de mesures réalisées dans le cadre des études de diagnostic des réseaux d'assainissement. Ce qui montre que l'utilisation de la turbidité apporte un gain de précision important dans l'évaluation de la concentration en MES par temps de pluie.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

Tableau II | Paramètres relatifs aux relations entre turbidité et MES ($C_{MES}=aT+b$) pour les bases de données de CB et de SM par temps de pluie et par temps sec

			CB	SM
Temps de pluie	Coefficient de détermination r^2	Médiane	*0.92*	*0.97*
		IC empirique à 95%	*[0.74; 0.98]*	*[0.80; 0.99]*
	Ordonnée à l'origine *b* (*mg/l*)	Médiane	*0*	*-5*
		IC empirique à 95%	*[-29; 35]*	*[-42; 30]*
	Pente *a* (*mg./(l.FAU)*)	Médiane	*0.82*	*0.90*
		IC empirique à 95%	*[0.63; 1.23]*	*[0.60; 1.17]*
	R^2	Relation globale	*0.82*	*0.82*
	$b \pm s_b$	Relation globale	*15±7*	*7±5*
	$a \pm s_a$	Relation globale	*0.85±0.02*	*0.89±0.02*
Temps sec	r^2	Relation globale	*0.93*	*0.93*
	$b \pm s_b$	Relation globale	*-8±9*	*-6±16*
	$a \pm s_a$	Relation globale	*0.71±0.02*	*0.72±0.05*

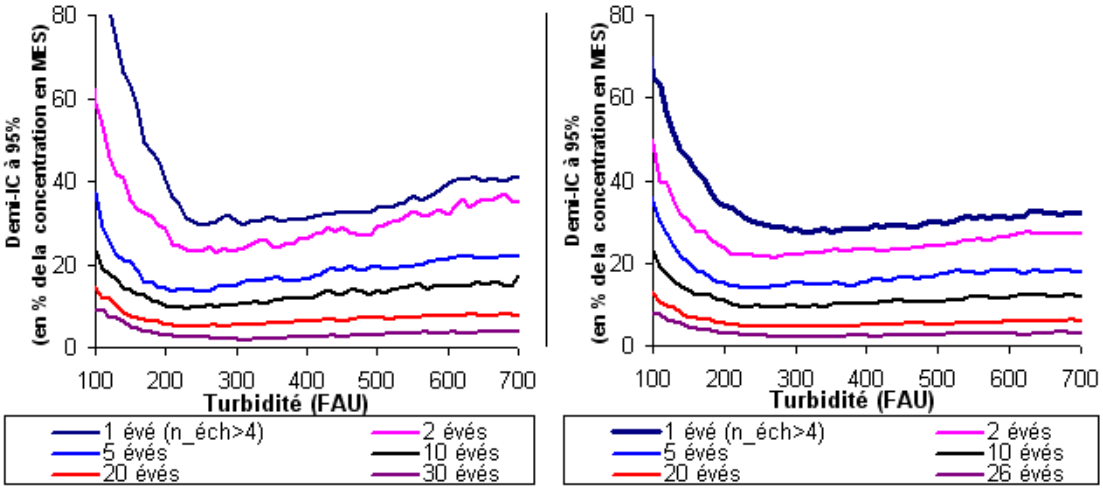


Figure 32 | Dispersion de la concentration en MES par temps de pluie en fonction de la turbidité et du nombre d'événements échantillonnés pris en compte pour les deux sites CB et SM

CONCLUSION

Cette étude confirme l'intérêt de l'utilisation de la turbidité pour analyser la dynamique particulaire dans un réseau d'assainissement unitaire. Les principaux points à retenir sont les suivants :

- Le rapport entre la concentration en MES et la turbidité varie de *0.5* à *0.8* (*mg./(l.FAU)*) par temps sec et de *0.6* à *1.4* (*mg./(l.FAU)*) pour la plupart des événements pluvieux ;
- La variabilité de ce rapport entre les deux sites étudiés n'est pas significative au seuil de *5 %*, que ce soit par temps sec ou par temps de pluie ;
- La variabilité de a_{ij} est non négligeable d'une journée de temps sec à une autre mais reste inférieure à la variabilité interne aux journées ;
- La variabilité inter-événementielle du rapport a_{ij} est supérieure à la variabilité interne aux événements pluvieux ;
- Les relations d'étalonnage MES-turbidité sont linéaires et la majorité des relations de temps de pluie a tendance à passer au voisinage de l'origine ;
- Pour un objectif opérationnel : 5 événements suffisent à établir une relation MES-turbidité permettant d'évaluer des valeurs instantanées de concentration en MES de temps de pluie dans l'intervalle de turbidité *[150, 700] FAU* avec une incertitude inférieure à *20%*.

Ces bons résultats peuvent être expliqués par la variabilité inter-événementielle assez modérée des relations linéaires d'étalonnage MES-turbidité. Cette faible variabilité permet d'utiliser la mesure en continu de turbidité pour appréhender les phénomènes de transport solide dans le réseau, notamment les processus de sédimentation / érosion. Il serait intéressant de poursuivre ces recherches sur d'autres sites pour les généraliser.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

REMERCIEMENTS

Cette étude a été réalisée dans le cadre du programme de recherche OPUR. Les auteurs remercient pour leur contribution : SEPIA Conseils, la municipalité de Paris, l'Agence de l'Eau Seine Normandie (AESN), le Syndicat Interdépartemental de l'Assainissement de l'Agglomération Parisienne (SIAAP), la direction de l'eau et de l'assainissement du département de la Seine Saint Denis (DEA93), la direction des services de l'eau et de l'assainissement du Val de Marne (DSEA94), le Conseil Régional d'Île-de-France (CRIF) et la communauté urbaine Nantes Métropole.

BIBLIOGRAPHIE

ASHLEY, R., BERTRAND-KRAJEWSKI, J.L. AND HVITVED-JACOBSEN, T. (2005) Sewer solids - 20 years of investigation. Water Science and Technology 52 (3), 73-84.

BERTRAND-KRAJEWSKI, J.L., BARRAUD, S., KOUYI, G.L., TORRES, A. AND LEPOT, M. (2008) On-line monitoring of particulate pollutant loads in urban sewer systems : stakes, methods, example of application. La Houille Blanche (4), 49-57.

BERTRAND KRAJEWSKI, J.L., JOANNIS, C., CHEBBO, G., RUBAN, G., METADIER, M. AND LACOUR, C. (2010) Comment utiliser la turbidité pour estimer en continu les concentrations en MES et/ou DCO: Une approche méthodologique pour les réseaux d'assainissement. TSM (1-2), pp. 36-46.

CHEBBO, G. (1992) Solides des rejets pluviaux urbains. Caractérisation et traitabilité. Thèse de doctorat, Ecole Nationale des Ponts et Chaussées, Paris, France.

CHEBBO, G., BACHOC, A., LAPLACE, D. AND LEGUENNEC, B. (1995) The transfer of solids in combined sewer networks. Water Science and Technology 31 (7), 95-105.

COOK, R.D. (2000) Detection of influential observation in linear regression. Technometrics 42(1), 65-68.

ELLIS, J.B. AND HVITVED JACOBSEN, T. (1996) Urban drainage impacts on receiving waters. Journal of Hydraulic Research 34 (6), 771-783.

FLETCHER, T.D. AND DELETIC, A. (2007) Statistical evaluation and optimisation of stormwater quality monitoring programmes. Water Science and Technology 56 (12), 1-9.

GROMAIRE, M.C., GARNAUD, S., SAAD, M. AND CHEBBO, G. (2001) Contribution of different sources to the pollution of wet weather flows in combined sewers. Water Research 35 (2), 521-533.

JOANNIS, C., RUBAN, G., GROMAIRE, M.C., BERTRAND-KRAJEWSKI, J.L. AND CHEBBO, G. (2008) Reproducibility and uncertainty of wastewater turbidity measurements. Water Science and Technology 57(10), 1667-1673.

KAFI-BENYAHIA, M., GROMAIRE, M.G. AND CHEBBO, G. (2005) Spatial variability of characteristics and origins of urban wet weather pollution in combined sewers. Water Science and Technology 52 (3), 53-62.

KAFI, M., GASPERI, J., MOILLERON, R., GROMAIRE, M.C. AND CHEBBO, G. (2008) Spatial variability of the characteristics of combined wet weather pollutant loads in Paris. Water Research 42(3), 539-549.

LACOUR, C., JOANNIS, C. AND CHEBBO, G. (2009a) Assessment of annual pollutant loads in combined sewers from continuous turbidity measurements: Sensitivity to calibration data. Water Research 43 (8), 2179-2190.

LACOUR, C., JOANNIS, C., GROMAIRE, M.C. AND CHEBBO, G. (2009b) Potential of turbidity monitoring for real time control of pollutant discharge in sewers during rainfall events. Water Science and Technology 59 (8), 1471-1478.

LANGEVELD, J.G., VELDKAMP, R.G. AND CLEMENS, F. (2005) Suspended solids transport: an analysis based on turbidity measurements and event based fully calibrated hydrodynamic models. Water Science and Technology 52 (3), 93-101.

LAWLER, D.M., PETTS, G.E., FOSTER, I.D.L. AND HARPER, S. (2006) Turbidity dynamics during spring storm events in an urban headwater river system: The Upper Tame, West Midlands, UK. Science of the Total Environment 360 (1-3), 109-126.

MARECHAL, A. (2000) Relations entre caractéristiques de la pollution particulaire et paramètres optiques dans les eaux résiduaires urbaines. Thèse de doctorat, Institut national polytechnique de Lorraine, Vandoeuvre-lès-Nancy, France.

MISHENDO, M.I., HOVENIER, J.W. AND TRAVIS, L.D. (1999) Light Scattering by Nonspherical Particules: Theory, Measurements, and Applications. San Diego, Academic Press, 620 p.

MOURAD, M., BERTRAND-KRAJEWSKI, J.L. AND CHEBBO, G. (2005) Sensitivity to experimental data of pollutant site mean concentration in stormwater runoff. Water Science and Technology 51 (2), 155-162.

NF EN 872 (2005). Qualité de l'eau - Dosage des matières en suspension - Méthode par filtration sur filtre en fibres de verre. Paris (France): AFNOR, Juin 2005, 14 p.

NF EN ISO 7027 (2000) Qualité de l'eau-détermination de la turbidité, AFNOR, Paris,France, 14 p.

RUBAN, G. (1995) Continuous measurement of pollution due to urban effluents under wet conditions using optical-systems. Water Science and Technology 32(1), 241-247.

SAGET, A., CHEBBO, G. AND DESBORDES, M. (1995) Urban discharges during wet weather - what volumes have to be treated. Water Science and Technology 32(1), 225-232.

SMULLEN, J.T., SHALLCROSS, A.L. AND CAVE, K.A. (1999) Updating the US nationwide urban runoff quality data base. Water Science and Technology 39(12), 9-16.

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013

La science est d'un goût amer à ses débuts
mais à la fin elle est aussi douce que le miel
Ibn Madad anna'ibi

pastel-00786998, version 1 - 11 Feb 2013