

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 (Hogland *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, DBO₅, 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 de ces valeurs entre les deux sites sera testée.

2 METHODOLOGIE

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 :

$$M_{eve} = \int_{t=0}^{t=T_p} \phi(t) dt = \int_{t=0}^{t=T_p} Q(t) \times T(t) dt$$

$$\approx \sum_{i=1}^{N-1} \frac{(T_i Q_i + T_{i+1} Q_{i+1})(t_{i+1} - t_i)}{2} = \frac{\Delta t}{2} \left(\sum_{i=1}^{N-1} (T_i Q_i + T_{i+1} Q_{i+1}) \right)$$

avec $T_i = T(i\Delta t)$ et $Q_i = Q(i\Delta t)$

Le volume de l'événement est défini par :

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

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

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 $\frac{\Delta Q}{Q}$ de moins de 15% ($IC_{95\%} = Q \pm 0.15Q$) (Gromaire-Mertz, 1998; Bertrand-Krajewski *et al.*, 2000). En supposant donc la normalité des incertitudes ($IC_{95\%} = Q \pm 1.96 \times \sigma_Q = Q \pm 1.96 \times C_v \times Q$), nous prenons alors 8% comme coefficient de variation $C_v = \frac{\sigma_{Q_i}}{Q_i}$ 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 (Q_i et T_i) sont supposées gaussiennes indépendantes. Les incertitudes ont été estimées en utilisant la méthode de Monte Carlo (annexe G) dans les formules données ci-dessus.

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 :

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

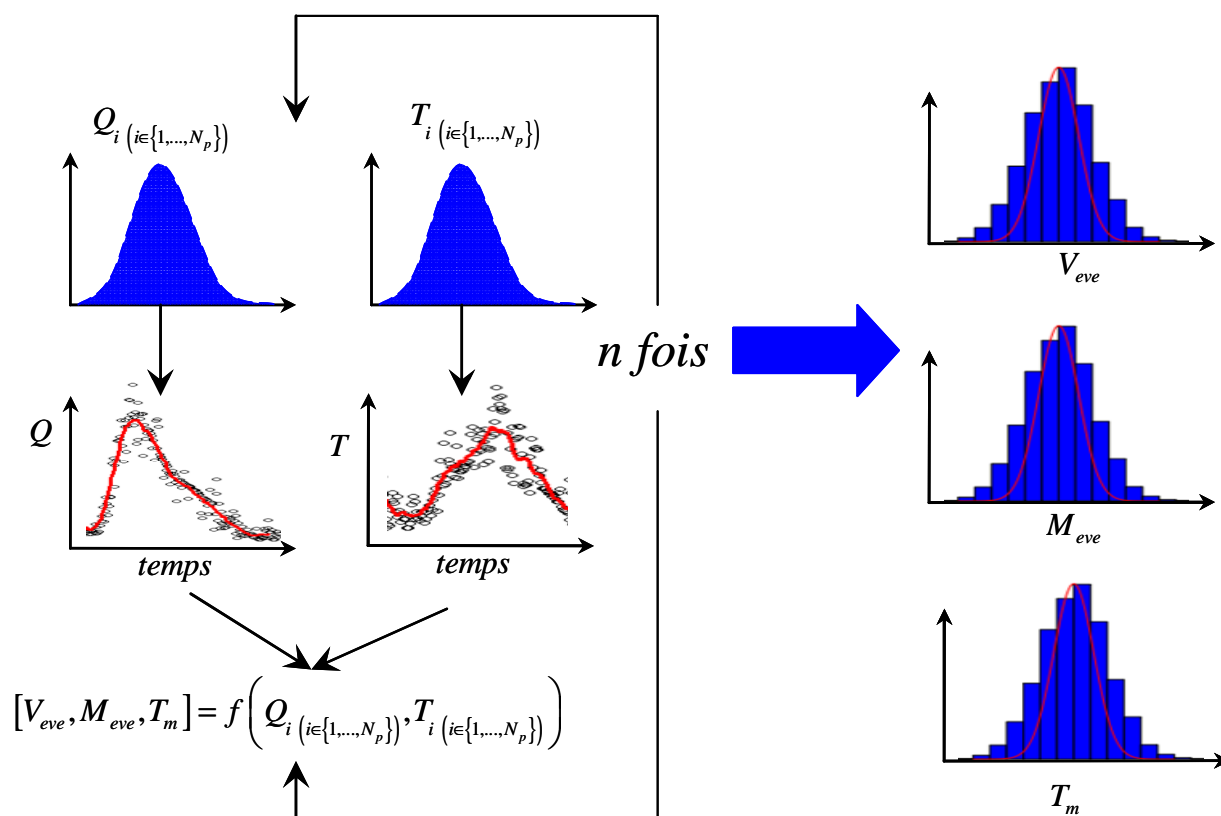


Figure 59 : Résumé des principales étapes du calcul d'incertitudes par Monte Carlo : erreurs successives aléatoires ($\rho=0$, $n=1000$)

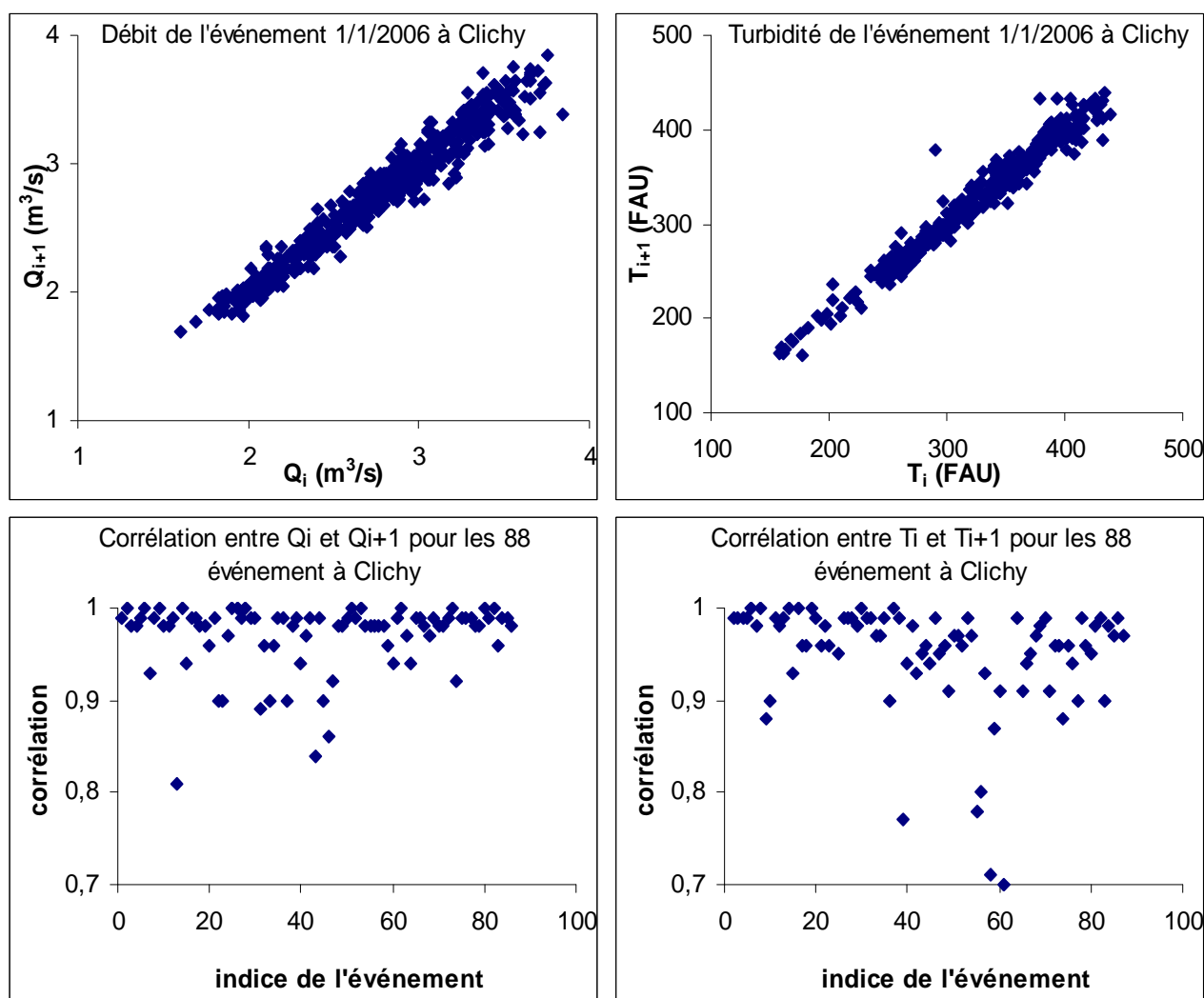


Figure 60 : Corrélation entre les valeurs successives d'un signal débit et turbidité pour les chroniques de 88 événements pluvieux de à Clichy

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.

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 fautive ». 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)).

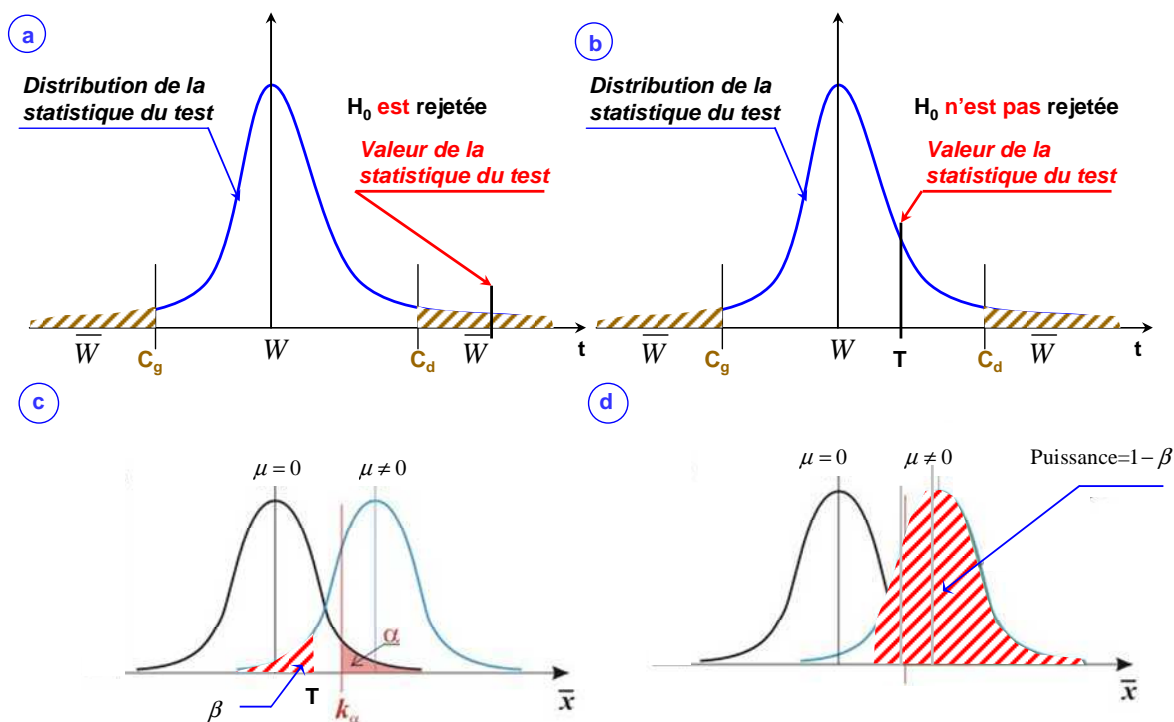


Figure 61 : (a) & (b) : Illustration de la de domaines de rejet (\overline{W}) et d'acceptation (W) de l'hypothèse nulle H_0 au seuil α (T correspond à la statistique du test) ; (c) & (d) illustration de la probabilité du risque de première espèce (α) et seconde espèce (β ou puissance du test=1- β) pour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

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 : $486 \pm 4 m^3/ha_{imp}$ au site des Quais et $417 \pm 4 m^3/ha_{imp}$ au site de Clichy.

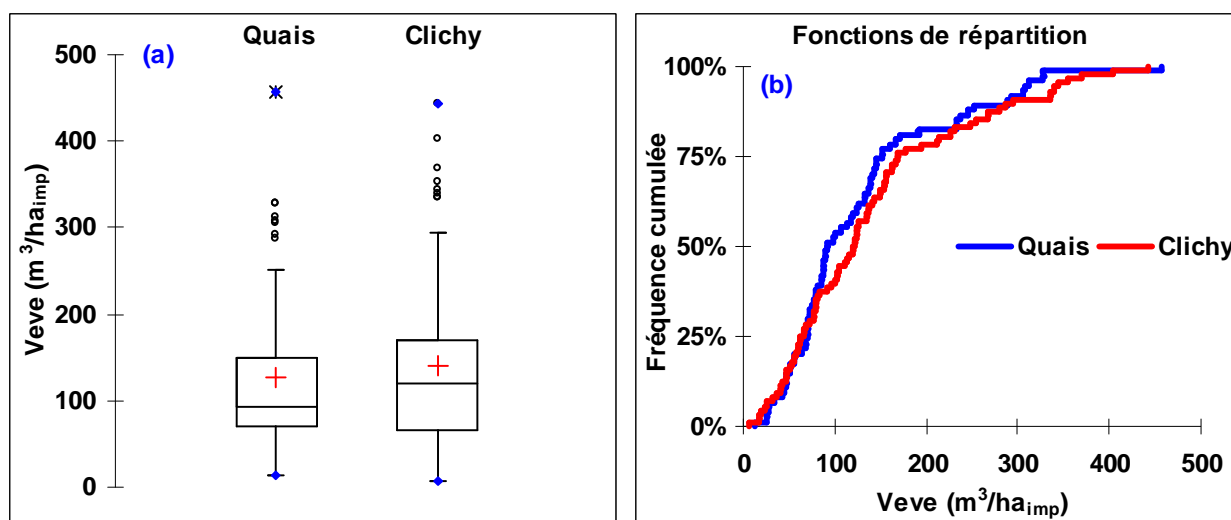


Figure 62 : Volumes moyens événementiels par hectare imperméabilisé sur les deux bassins versants : (a) Boîtes à moustaches ; (b) : Fonctions de répartition

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 $\pm 1\%$ 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 $\pm 15\%$ 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 ($> 200m^3/ha_{imp}$), 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

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

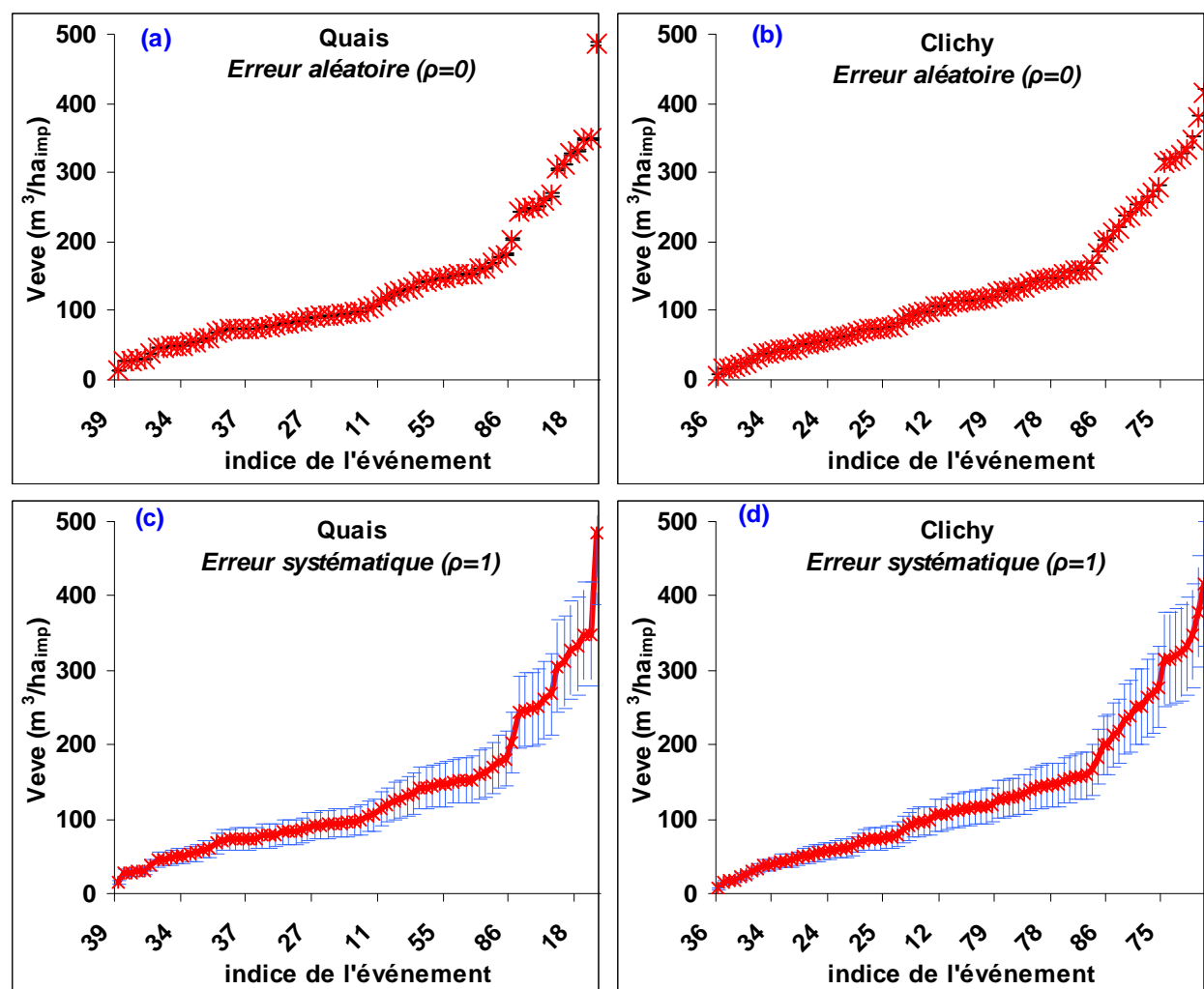


Figure 63 : Incertitudes sur les valeurs événementielles de volumes sur les deux bassins versants de Quais et Clichy, (a) & (b) : Erreur aléatoire ; (c) & (d) : Erreur systématique.

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.

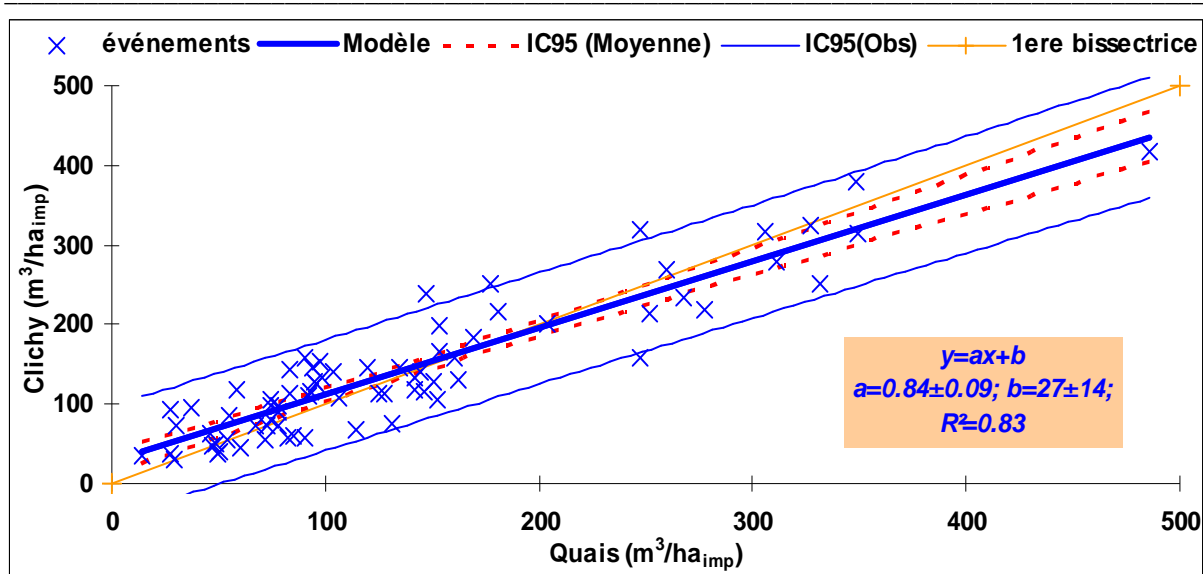


Figure 64 : Comparaison des volumes moyens événementiels pour les événements communs sur les deux sites des Quais et du Clichy

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 $N(\bar{x} = 2.11; s = 36.19)$ (Valeur $p=93\%$) (Figure 65).

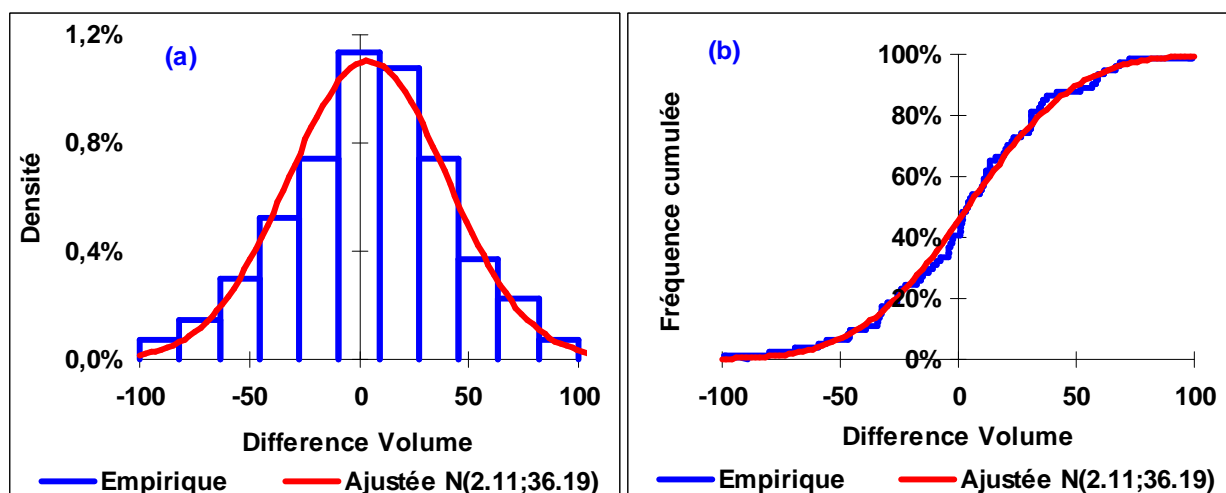


Figure 65 : Distribution empirique et ajustée (densité (a) et fonction de répartition (b)) de la variable différence de volume X

Par conséquent, la variable aléatoire : $U = \frac{\bar{X} - \mu}{s/\sqrt{n-1}}$ 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 $\alpha=5\%$; la région critique W conduisant au rejet de H_0 sachant que H_0 est vraie, est définie par :

$$\checkmark \alpha = \Pr\left(\frac{\text{rejeter } H_0}{H_0 \text{ vraie}}\right) = 0.05 \text{ c.à.d. } \Pr\left(|\bar{X}| > k_\alpha\right) = 0.05 \Rightarrow$$

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

$$\Phi\left(\frac{k_\alpha}{4.36}\right) = 0.975 \Rightarrow \frac{k_\alpha}{4.36} = 1.96 \Rightarrow \boxed{k_\alpha = 8.55 m^3 / ha_{imp}} \text{ où } \Phi(u) \text{ est la fonction de}$$

répartition d'une loi normale centrée réduite

- ✘ Règles de décision :

$$\checkmark |\bar{X}| \leq k_\alpha, \text{ on garde } H_0 ;$$

$$\checkmark |\bar{X}| > k_\alpha, \text{ on rejette } H_0.$$

- ✓ L'échantillon a donné pour la statistique X la valeur $|\bar{X}| = 2.11 m^3 / ha_{imp} \leq k_\alpha$. 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 :

$$\checkmark \beta = \Pr\left(\text{Accepter } H_0 / H_1 \text{ vraie}\right) = \Pr\left(\left|\bar{X}\right| \leq k_\alpha / H_1 \text{ vraie}\right); \text{ Sous l'hypothèse } H_1 \text{ la}$$

variable \bar{X} a une moyenne μ et un écart-type $s/\sqrt{n-1}$. Donc :

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

✓ 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
$$\beta = \Phi\left(1.96 - \xi\sqrt{n-1}\right) - \Phi\left(-1.96 - \xi\sqrt{n-1}\right)$$

✓ 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 $\xi \geq 0.25$.

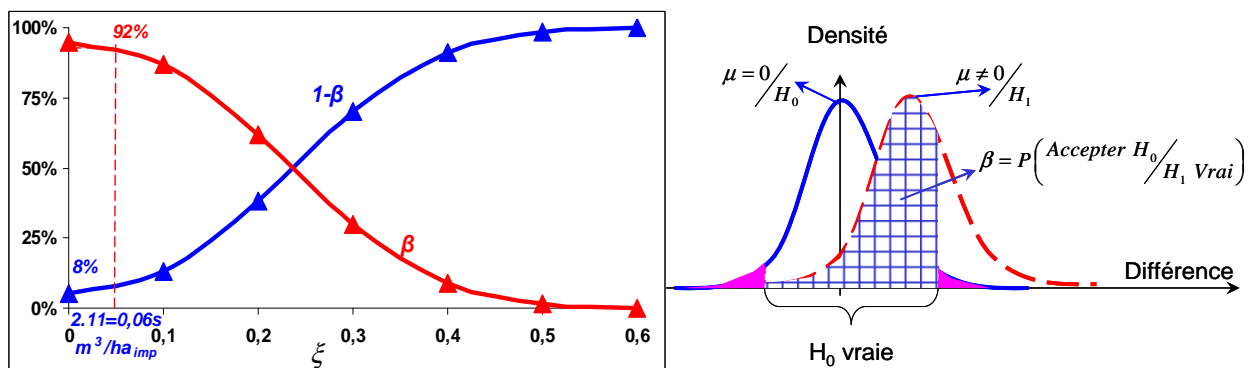


Figure 66 : Courbe puissance ($1-\beta$) et courbe d'efficacité (β) du test pour le volume sous l'hypothèse H_1 : $\mu = \xi \times s$

Pour la différence $|\bar{x}| = 2.11 m^3 / ha_{imp}$ observée, la probabilité d'accepter l'homogénéité entre les deux sites sachant qu'elle fausse sera alors $\beta=92\%$. 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 ($KFAU \cdot m^3 / ha_{imp}$)	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 $91 \pm 1 KFAU \cdot m^3 / ha_{imp}$ et $136 \pm 2 KFAU \cdot m^3 / ha_{imp}$ 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 $251 \pm 3 m^3 / ha_{imp}$ à Clichy et $332 \pm 4 m^3 / ha_{imp}$ aux Quais.

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.

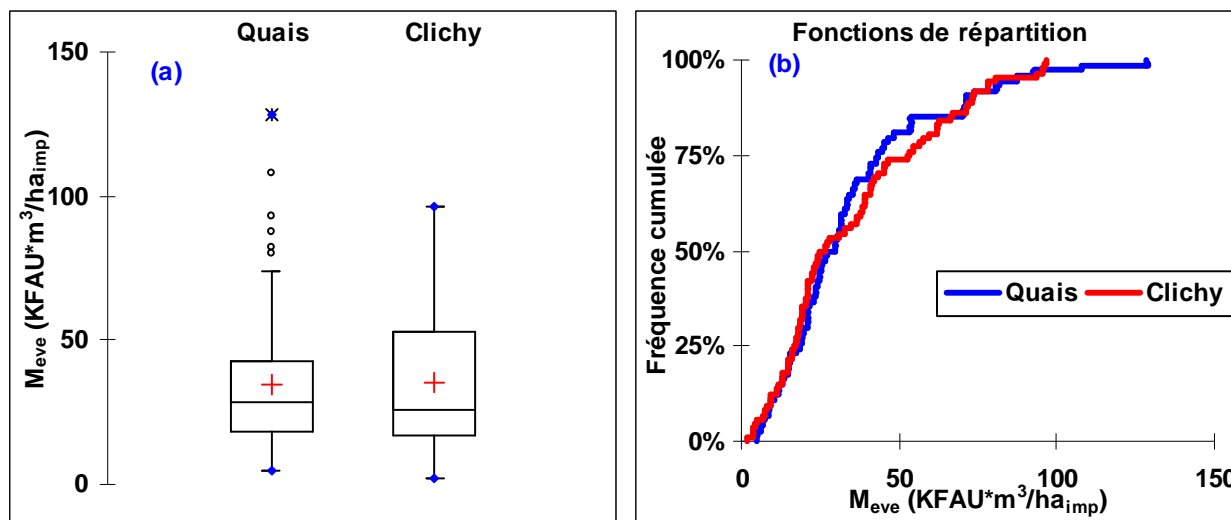


Figure 67 : Masses moyennes événementielles par hectare imperméabilisé sur les deux bassins versants : (a) Boîtes à moustaches ; (b) : Fonctions de répartition

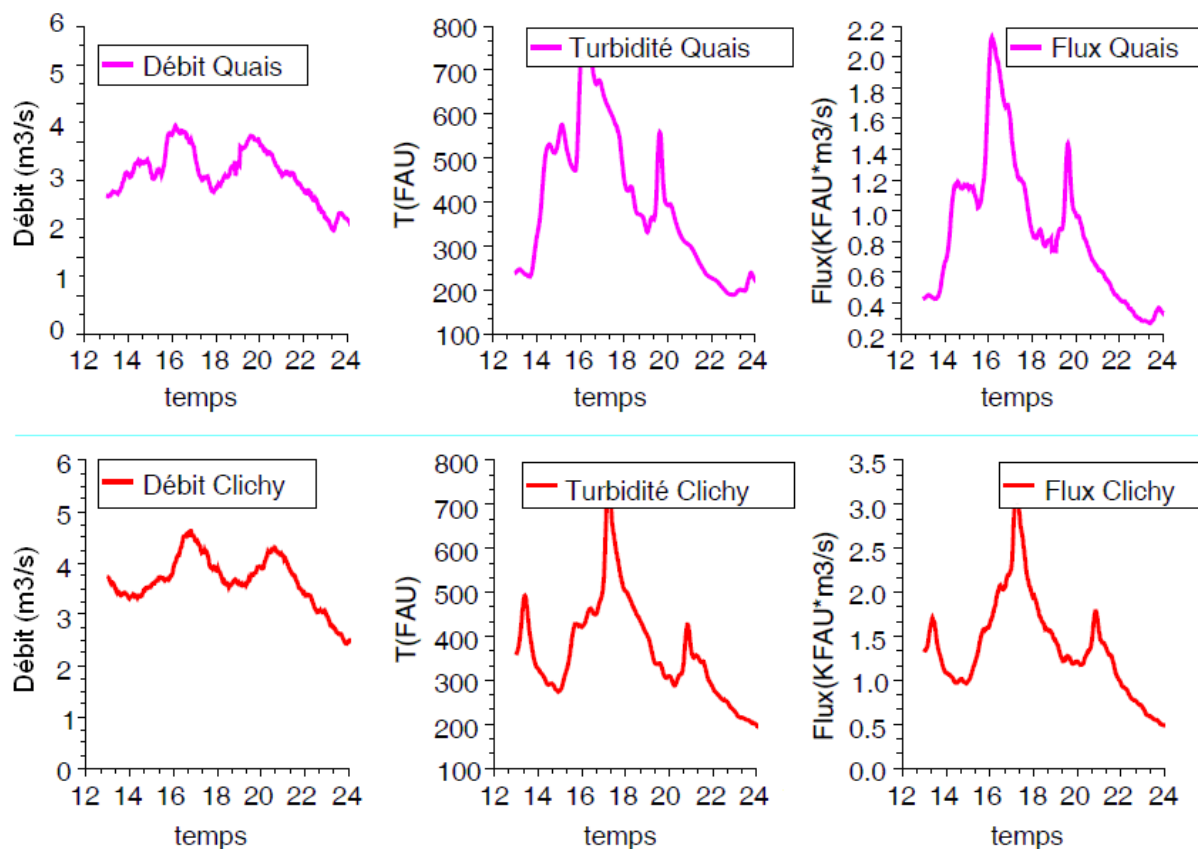


Figure 68 : Pluie du 24/03/2006 aux exutoires du bassin versant des Quais et du celui de Clichy

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 $\pm 1\%$ de la masse moyenne événementielle. Tandis que, dans le cas des erreurs systématiques ($\rho = 1$), elles représentent $\pm 18\%$ de cette masse (Figure 69 (c) & (d)).

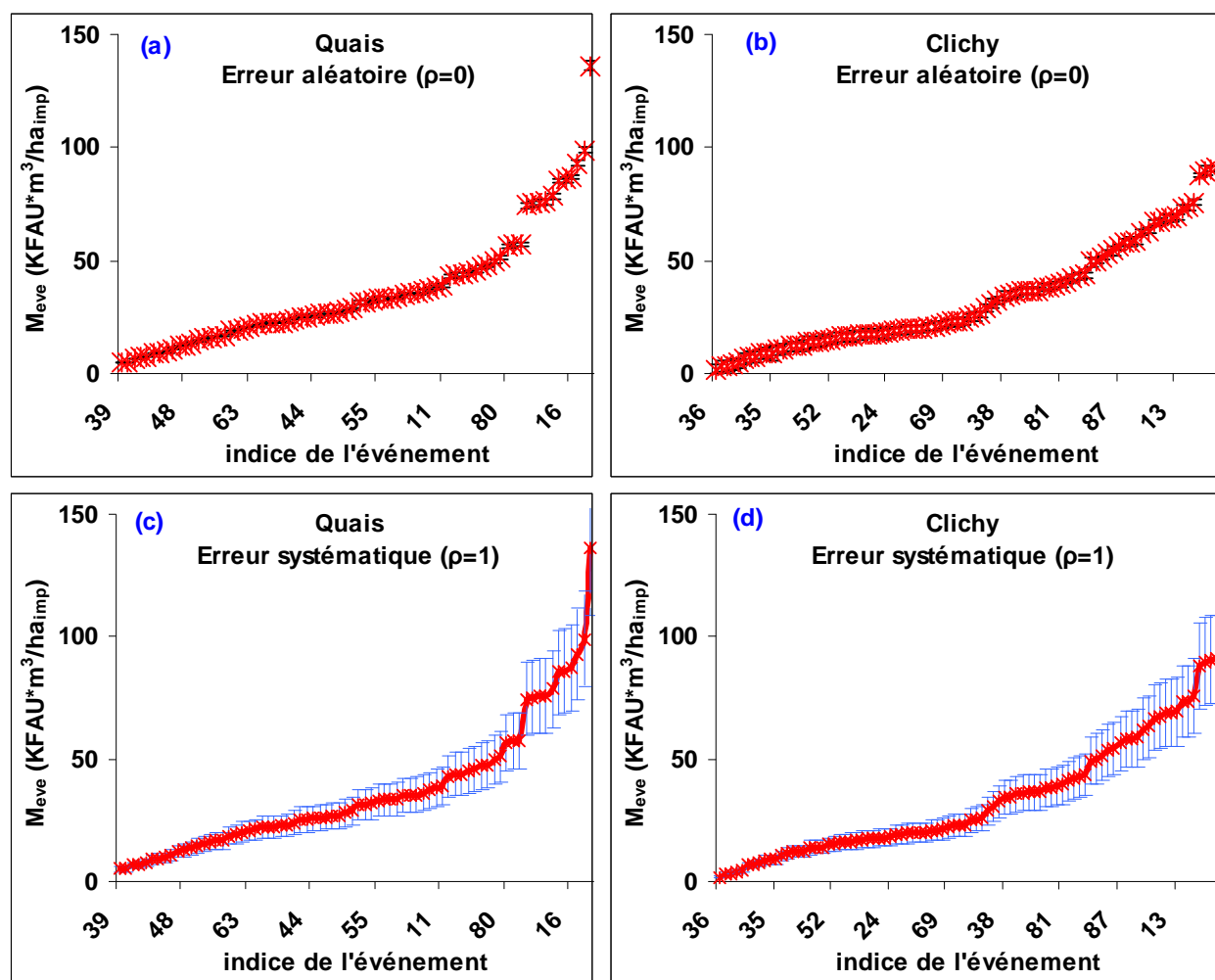


Figure 69 : Incertitudes sur les valeurs événementielles de masses sur les deux bassins versants de Quais et Clichy, (a) & (b) : Erreur aléatoire ; (c) & (d) : Erreur systématique.

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

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, $\alpha=5\%$, valeur $p = 75\%$).

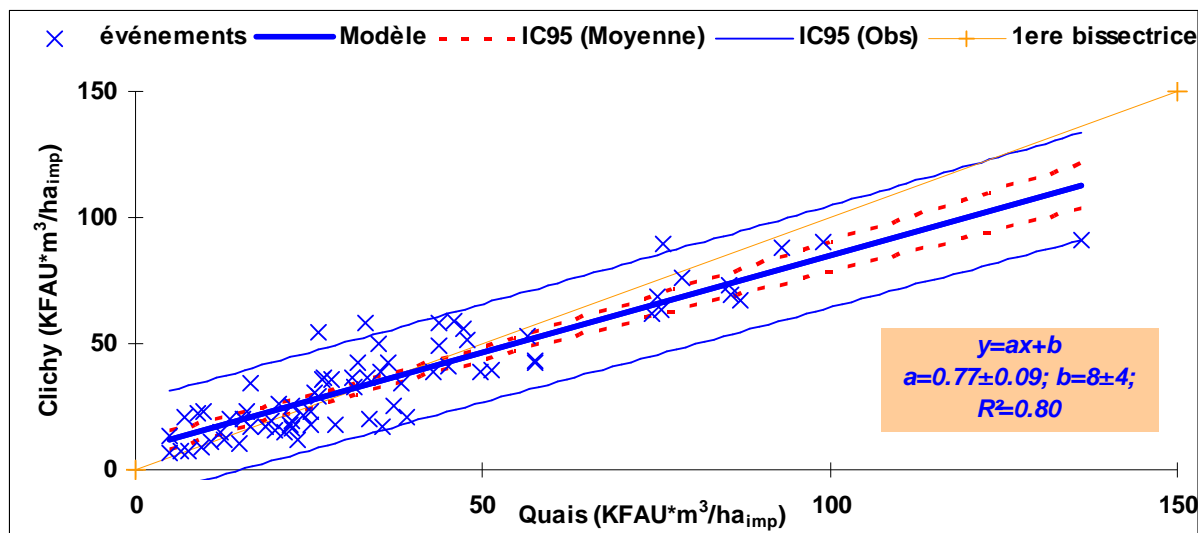


Figure 70: Comparaison des masses moyennes événementielles pour les événements communs sur les deux sites des Quais et du Clichy

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 approcher la distribution empirique de la variable Y par une distribution normale $N(\bar{x} = -0.36; s = 9.56)$ (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%).

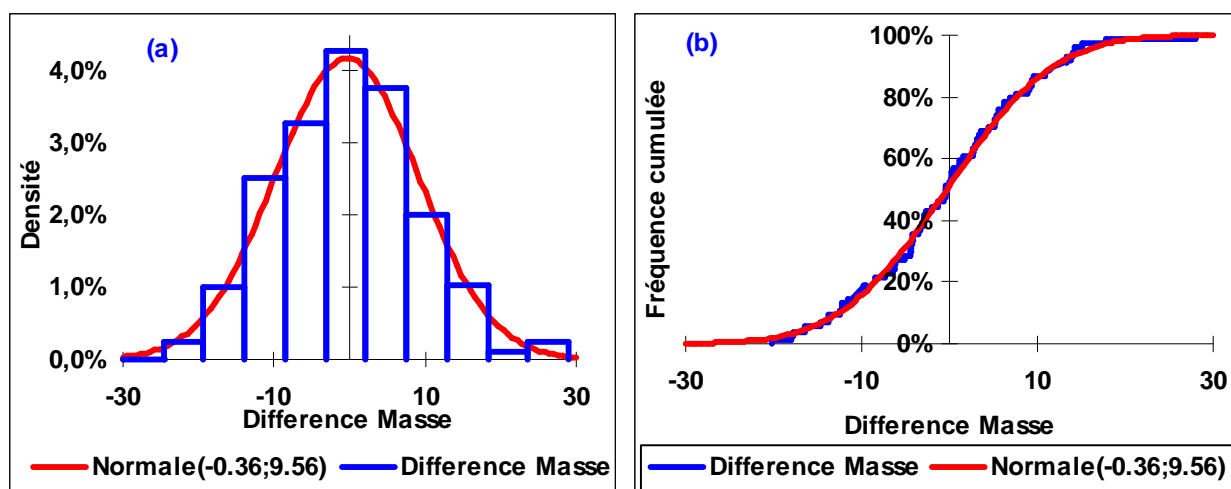


Figure 71: Distribution empirique et ajusté (densité (a) et fonction de répartition (b)) de la variable différence de masse Y

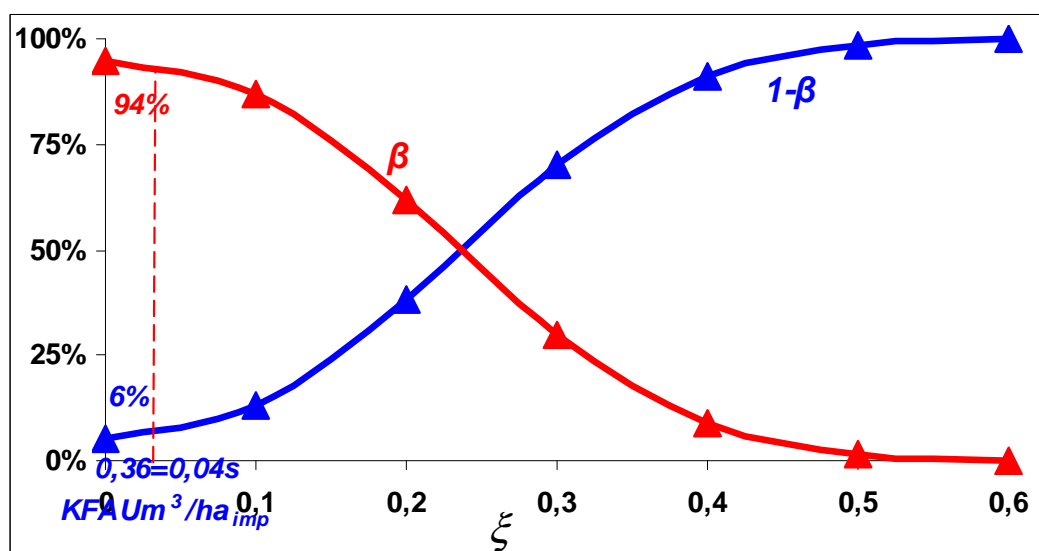


Figure 72: Courbe puissance $(1-\beta)$ et courbe d'efficacité (β) pour la masse sous l'hypothèse $H_1: \mu = \xi \times s$

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*.

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)*).

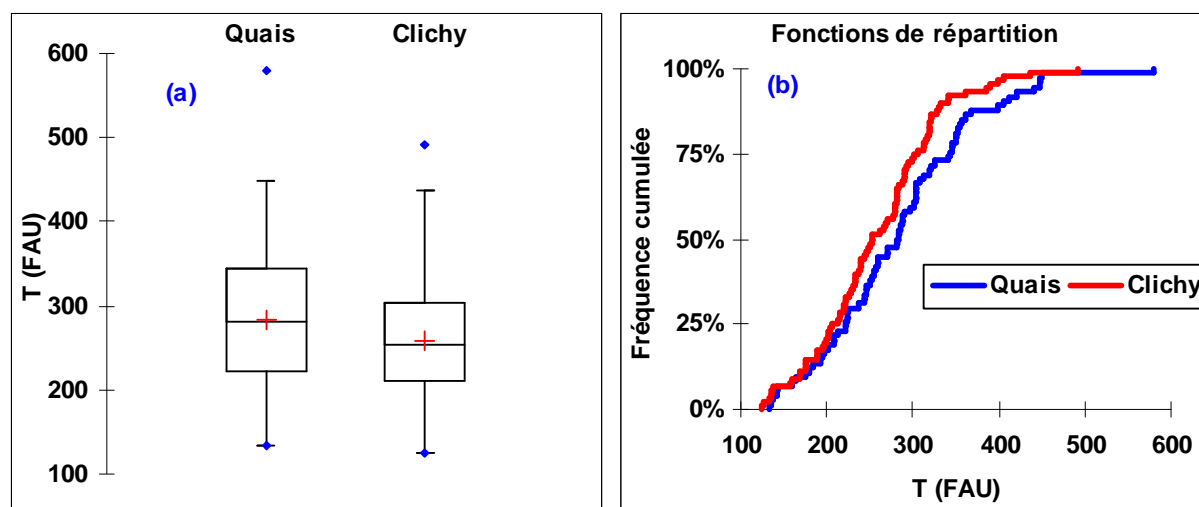


Figure 73: Concentrations (Turbidités) moyennes événementielles sur les deux bassins versants : (a) Boîtes à moustaches ; (b) : Fonctions de répartition

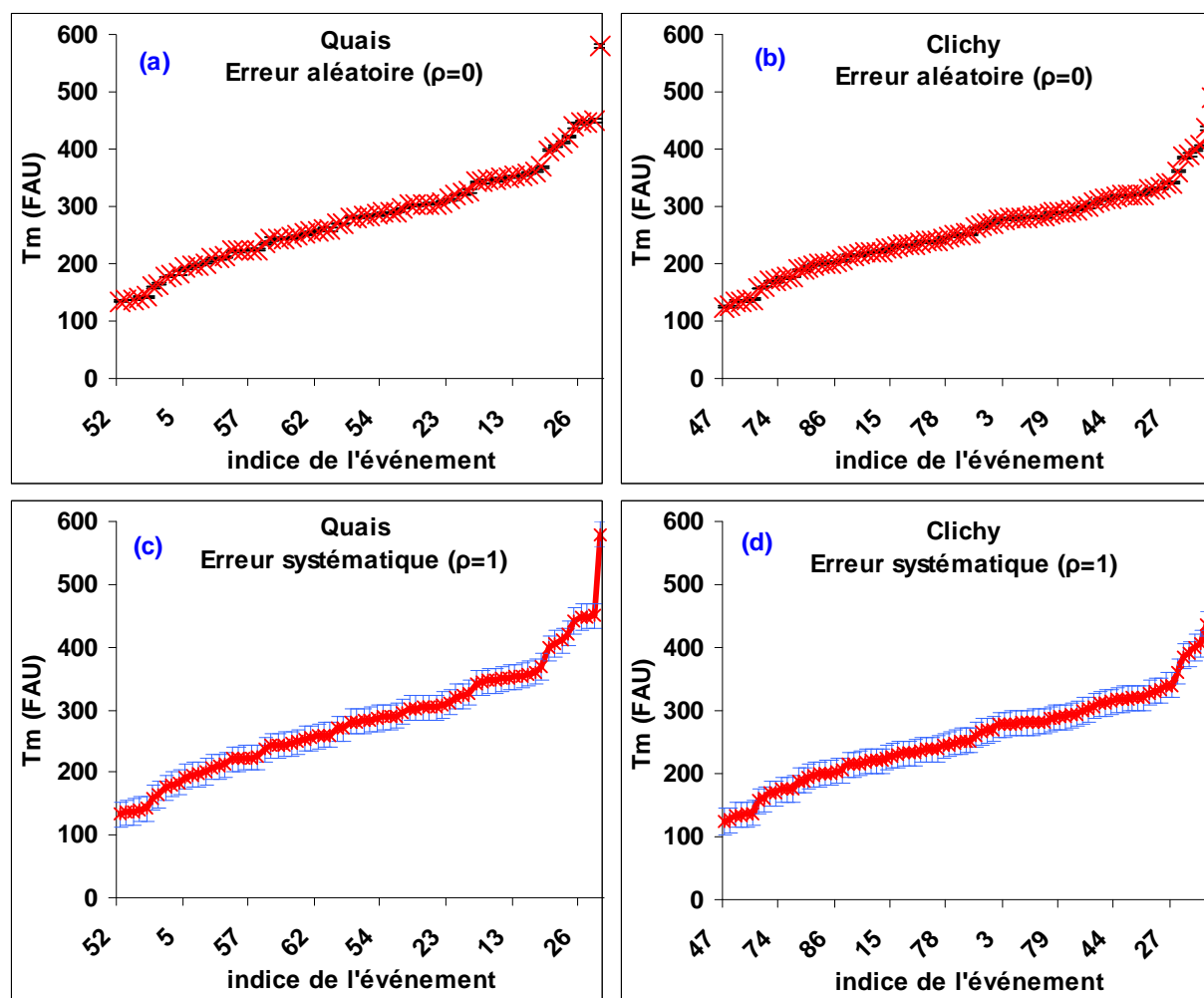


Figure 74: Incertitudes sur les valeurs événementielles de concentrations sur les deux bassins versants de Quais et Clichy, (a) & (b) : Erreur aléatoire ; (c) & (d) : Erreur systématique.

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.

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.

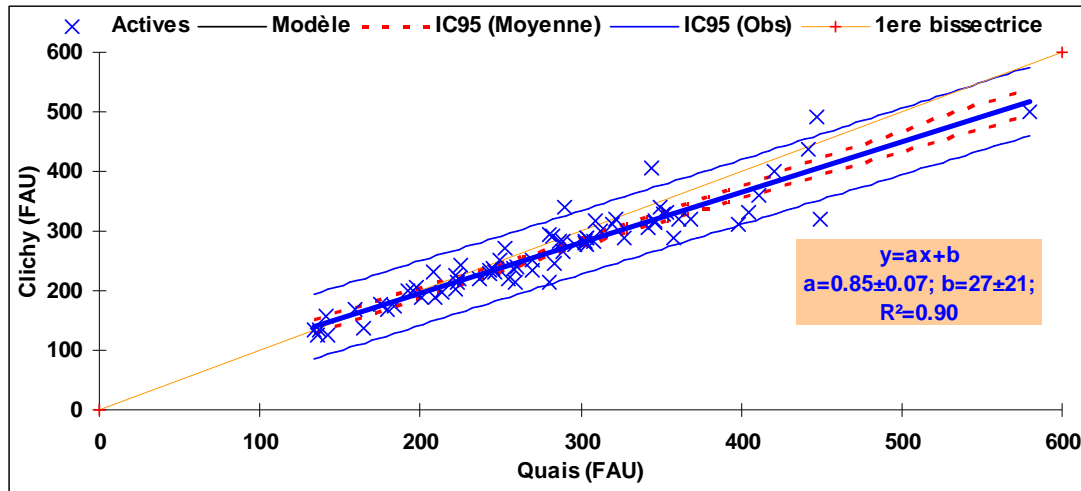


Figure 75: Comparaison des concentrations moyennes événementielles pour les événements communs sur les deux sites des Quais et du Clichy

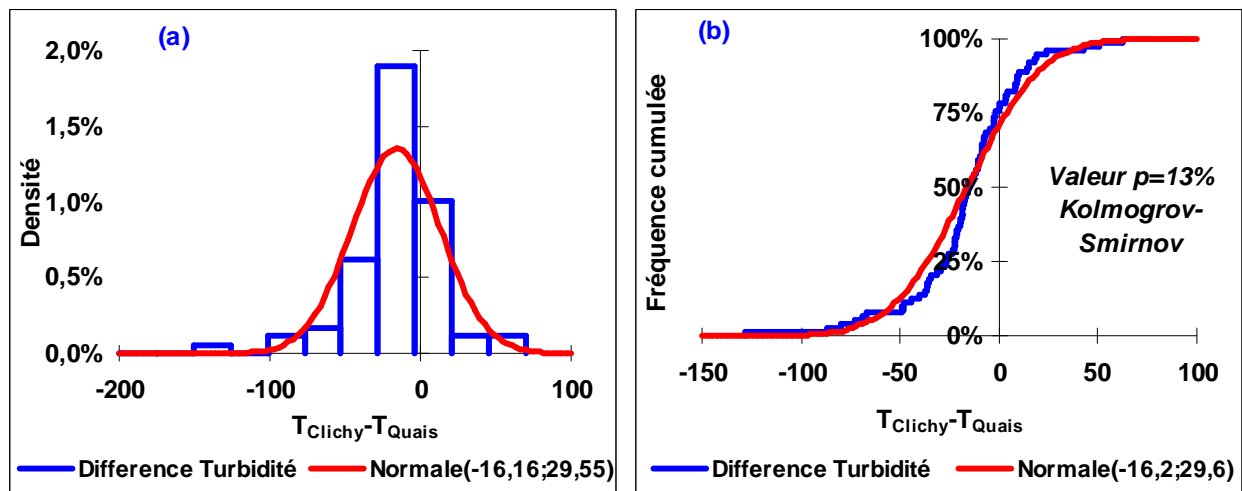


Figure 76: Distribution empirique et ajusté (densité (a) et fonction de répartition (b)) de la variable différence de concentration $Z=C_{Clichy}-C_{Quais}$

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 concentrations des événements communs, (Figure 76)). Cela signifie que le

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.

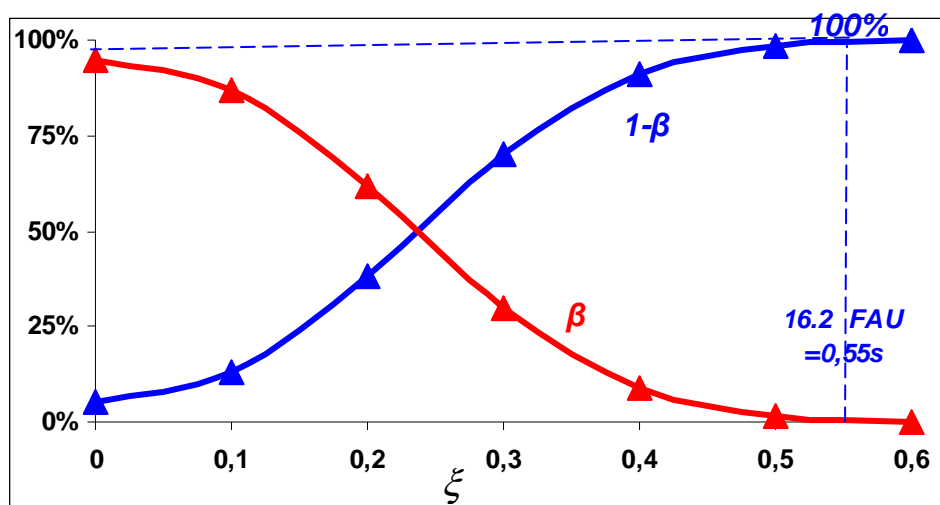


Figure 77: Courbe puissance ($1-\beta$) et courbe d'efficacité (β) pour la concentration sous l'hypothèse H_1 : $\mu = \xi \times s$

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.

- ✓ 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).

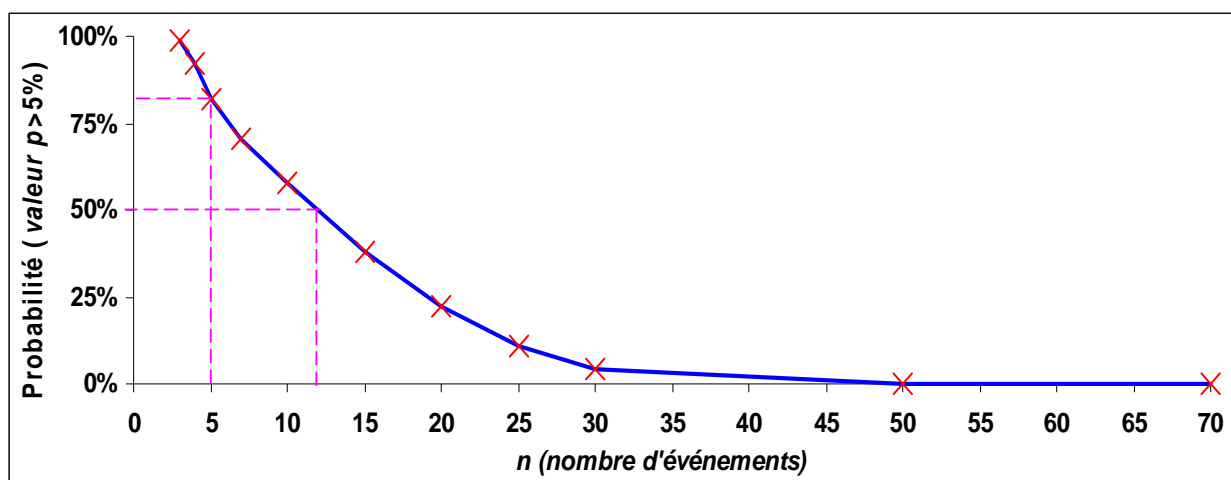


Figure 78: Probabilité d'accepter de l'hypothèse nulle en fonction du nombre d'événements n

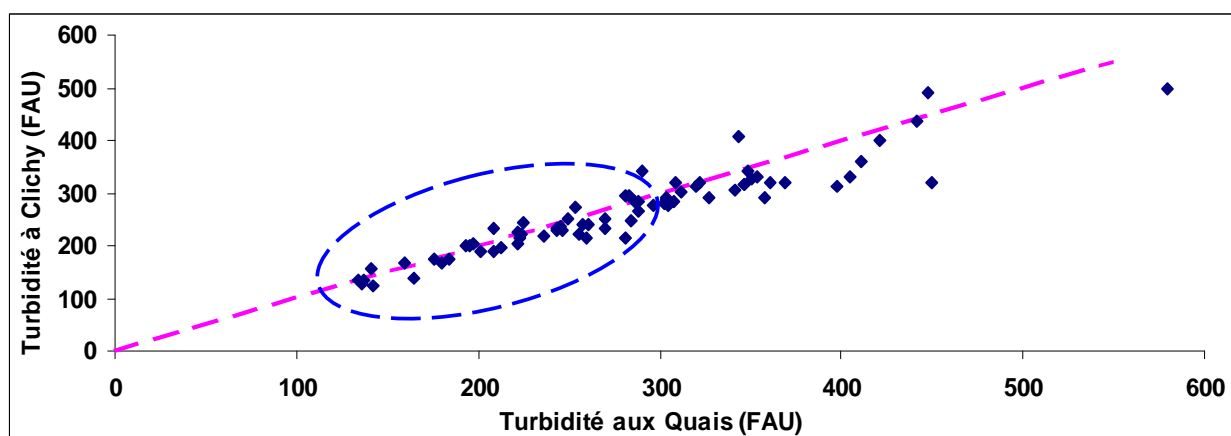


Figure 79: Groupe des événements communs où on accepte l'hypothèse d'homogénéité spatiale des concentrations pour les événements communs sur les deux sites (groupe bleu).

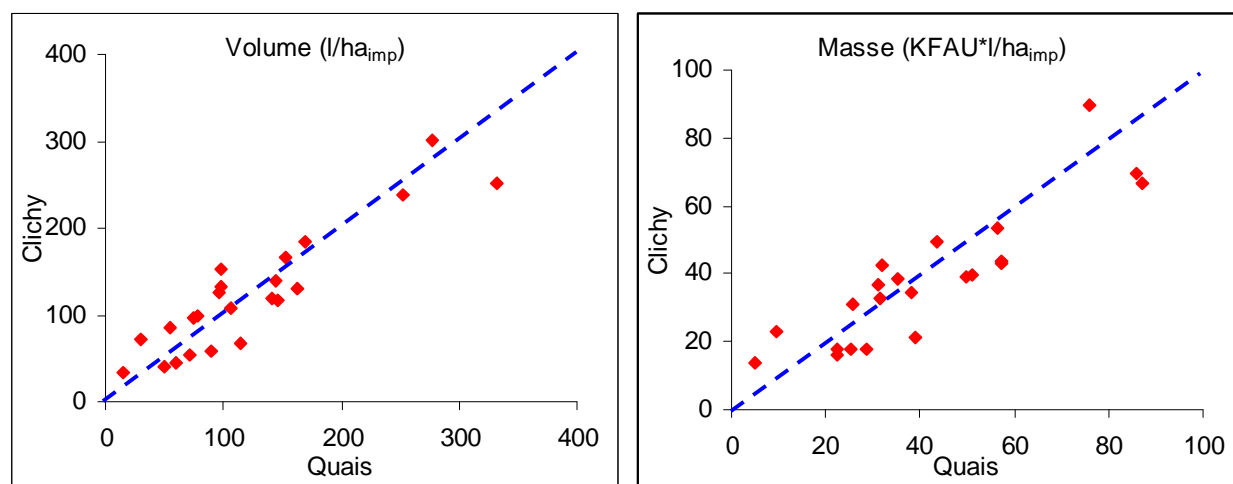


Figure 80: Comparaison des masses et des volumes moyens événementiels pour les événements communs sur les deux sites des Quais et du Clichy pour le groupe de turbidité >300 FAU à Quais

- ✓ 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

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.

