

---

## Analyse des incertitudes générées par les méthodes d'extrapolation (IRC, IRC, SRC<sub>50</sub>, SRC<sub>50</sub>)

Dans ce chapitre, quatre méthodes de régression sont testées : i) la méthode classique de régression intégrale (IRC, voir section 2.2.4.2) qui consiste à déterminer les flux après reconstitution des concentrations non mesurées à l'aide d'une régression linéaire sur le logarithme des concentrations et de débits, ii) la méthode de régression segmentée (SRC<sub>50</sub>, voir section 2.2.4.3) par rapport au débit médian : deux régressions linéaires sont réalisées sur les logarithmes des concentrations et des débits pour les couples C-Q, une en dessous et une au dessus du débit médian, les flux sont ensuite définis par l'exploitation de ces deux régressions, iii) les deux méthodes précédentes avec l'ajout du facteur de correction de Ferguson (1986) (IRC\*, SRC<sub>50</sub>\*, voir section 2.2.4.2 et 2.2.4.3 respectivement).

La distribution des incertitudes par la méthode classique sera tout d'abord développée en fonction des types de matériaux (MES, SDT et Nutriments) à une échelle annuelle et interannuelle. Dans un second temps, l'apport de la segmentation sera quantifié en termes de biais et d'imprécision pour chaque type de matériaux, enfin après l'ajout du facteur de correction. Différents indicateurs de variabilité sont testés pour deux méthodes (la méthode de régression intégrale IRC et la méthode de régression segmentée avec correction de Ferguson SRC<sub>50</sub>\*), ainsi que l'influence de la fréquence d'échantillonnage.

A partir de ces résultats, l'usage optimal des méthodes sélectionnées comme les plus performantes est établi sur la base des erreurs annuelles et interannuelles.

## 4.1 Distribution des incertitudes pour un intervalle d'échantillonnage mensuel de surveillance par type de matériaux (méthode IRC)

La figure 4-1 présente la distribution des biais interannuels à un intervalle d'échantillonnage mensuel pour quatre matériaux fluviaux (SDT, nutriments dissous et totaux, MES), générés par la méthode de régression intégrale (IRC). Les erreurs produites par cette méthode sont différentes selon les matériaux. **Les flux de matériaux dissous (SDT et nutriments dissous) sont généralement surestimés alors que ceux des matériaux particuliers sont sous-estimés.** Ceci est en accord avec les résultats obtenus dans la littérature sur un nombre limité de stations (Walling, 1977 ; Ferguson, 1986 ; Horowitz, 2008).

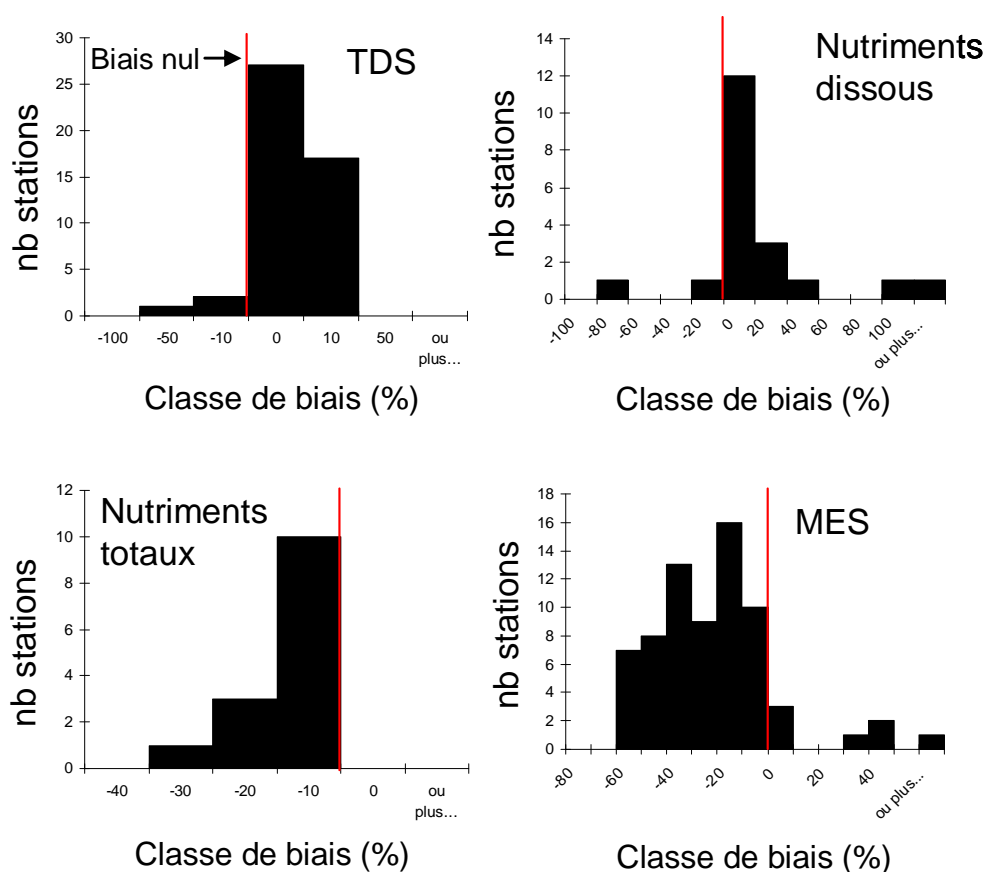


Figure 4-1 : Distribution des biais interannuels à un intervalle d'échantillonnage mensuel pour l'ensemble des stations sur l'estimation du flux de SDT, nutriments dissous, nutriments totaux et MES par la méthode IRC.

### 4.1.1 Incertitudes interannuelles sur les flux annuels de MES

Les caractéristiques des erreurs générées par la méthode IRC sont données pour chaque station dans le tableau 4-1. Les stations sont classées par  $M_{2\%}$  croissant. Les caractéristiques pour les trois

autres méthodes (IRC\*, SRC<sub>50</sub>, SRC<sub>50</sub>\*) sont présentées aux annexes 2, 3 et 4. Le coefficient de détermination moyen ( $r^2$ ) et la variance moyenne ( $\sigma^2$ ) des régressions sur les 50 simulations sont également indiqués.

Tableau 4-1: Incertitudes interannuelles sur les flux de MES générées par la méthode IRC à un intervalle d'échantillonnage mensuel

Site	Min	Max	e10	e90	e50	Imprécision	M <sub>2%</sub>	W <sub>2%</sub>	b <sub>50sup</sub>	Typologie	r <sup>2</sup>	σ <sup>2</sup>
Missouri à Culbertson, MT	-41	9	-35	-1	-26	34	16	6	1.36	c-C	0.30	0.08
Rhin à Maxau, Germany	-40	43	-35	13	-17	48	16	5	1.13	c-C	0.34	0.05
Seine à Poses, France	-35	29	-29	11	-14	40	16	7	1.06	c-C	0.59	0.03
Oise à Mery, France	-56	80	-52	24	-17	76	17	8	0.67	c-C	0.52	0.06
charente, France	-47	40	-30	-3	-16	27	18	11	-0.15	c-D	0.01	0.07
Tennessee à Paducah, KY	-57	37	-41	5	-12	46	21	10	0.69	c-C	0.40	0.15
Marne à Neuilly, France	-56	17	-48	-1	-20	46	22	8	1.07	c-C	0.58	0.06
Sacramento à Freepport, CA	-61	80	-54	34	-26	88	23	7	0.91	c-C	0.67	0.04
Des Moines à Saylorville, IA	-57	116	-49	62	-24	111	23	12	0.54	c-C	0.69	0.07
Mississippi R à St Louis, MO	-70	108	-49	32	-18	82	23	9	1.20	c-C	0.44	0.10
Mississippi à Anoka, MN	-63	4	-39	-9	-24	30	23	9	1.20	s-C	0.39	0.10
Isle, France	-51	40	-38	11	-17	49	24	12	0.66	c-C	0.40	0.07
Seine à Choisy, France	-53	8	-47	-8	-33	39	25	7	1.45	s-C	0.54	0.06
Green R à Green , UT	-79	65	-59	11	-31	70	25	11	0.67	c-C	0.31	0.25
Iowa à Wappelo, IA	-72	79	-60	31	-26	91	26	9	0.55	c-C	0.20	0.15
Rio Grande à Otowi Bridge, NM	-82	210	-70	75	-42	145	26	12	0.33	c-C	0.18	0.23
Minnesota R à Mankato, OH	-3	1865	-11	-59	-31	78	27	15	0.35	c-C	0.30	0.13
Tennessee à Savannah, TN	-50	43	-39	6	-22	45	28	10	0.91	c-C	0.33	0.13
Scioto à Chillicothe, OH	-60	15	-39	-4	-21	35	28	12	0.90	c-C	0.48	0.10
Columbia à Vancouver, WA	-54	69	-48	36	-11	83	30	6	1.70	c-C	0.66	0.06
Iowa à Wappelo, IA	-73	33	-63	-10	-45	53	32	8	0.32	c-C	0.35	0.17
Green R nr Jensen , UT	-75	69	-66	24	-31	90	34	11	1.12	c-C	0.33	0.25
Dordogne, France	-77	9	-64	-22	-44	42	35	8	1.46	c-C	0.43	0.15
Garonne, France	-75	-9	-64	-30	-50	34	35	8	1.83	c-C	0.36	0.21
Tradewater à Olney, KY	-71	-11	-59	-30	-47	29	35	18	0.68	c-C	0.39	0.17
Green à Mudfordville, KY	-58	4	-51	-19	-37	32	36	14	0.84	c-C	0.39	0.17
Brazos à Richmond, TX	-77	99	-48	46	-1	93	36	15	0.97	c-C	0.81	0.08
Arkansas à Las Animas, CO	-93	88	-74	10	-46	84	37	14	0.61	c-C	0.26	0.32
Little Black à Success, MO	-71	61	-61	15	-38	76	38	20	-0.10	s-S	0.00	0.20
East Fork White R à Seymour, IN	-58	42	-46	-4	-27	42	39	16	0.58	c-C	0.33	0.11
Tennessee Chattanooga, TN	-44	72	-36	32	-10	68	39	11	1.21	c-C	0.41	0.12
Cuyahoga Independence, OH	-61	5	-51	-18	-37	33	41	10	0.97	c-C	0.39	0.17
Cuyahoga Old Portage, OH	-76	5	-62	-25	-47	37	41	10	0.97	c-C	0.36	0.14
Sandusky nr Fremont, OH	-67	76	-53	6	-32	59	42	19	0.81	c-C	0.49	0.15
San Juan R à Shiprock, NM	-94	54	-87	-13	-66	73	43	11	0.35	c-C	0.13	0.42
Garonne94, France	-76	-11	-67	-31	-53	36	44	10	1.83	c-C	0.42	0.17
Maumee à Waterville, OH	-22	39	-18	14	-6	32	44	19	0.84	s-C	0.42	0.02
Dan à Paces, VA	-60	13	-50	-8	-31	41	47	15	1.16	c-C	0.43	0.07
Arkansas R à Arkansas city, KS	-81	169	-53	47	-22	100	47	24	0.91	c-C	0.46	0.15
River Raisin à Monroe, MI	-77	-18	-68	-37	-52	31	49	15	0.92	s-C	0.21	0.16
Grand à Painesville, OH	-79	-22	-69	-41	-57	28	49	17	0.99	s-C	0.41	0.13
Grand à Painesville, OH	-88	-28	-83	-50	-66	32	49	17	0.99	s-C	0.27	0.20
Gave, France	-83	21	-68	-17	-48	51	49	9	2.07	c-C	0.39	0.18
Isere, France	-78	-5	-65	-26	-50	39	51	6	2.81	c-C	0.43	0.15
Delaware à Trenton, NJ	-85	-6	-77	-36	-54	41	55	10	1.38	c-C	0.31	0.18
Conococheague C à Fairview, MD	-83	23	-66	-28	-48	38	55	16	1.11	c-C	0.32	0.21
Fisher à Libby, MT	-76	22	-66	-1	-29	64	56	13	1.30	c-C	0.68	0.14
Juniata R à Newport, PA	-80	-4	-64	-26	-45	38	57	15	1.24	c-C	0.49	0.15
Muddy C nr Vaughn, MT	-80	-11	-71	-27	-41	44	59	11	1.35	s-C	0.42	0.13
Mad à Arcata, CA	-70	3	-62	-26	-45	36	59	22	1.36	c-C	0.84	0.14
Coal à Alum Creek, AZ	-63	24	-46	4	-26	50	61	20	1.29	c-C	0.64	0.16
Trinity à Hoopa, CA	-18	93	0	53	22	53	62	21	1.47	c-C	0.85	0.10
Siuslaw à Mapleton, OR	-85	-16	-79	-39	-57	40	62	17	1.13	c-C	0.52	0.14
Feather à Gridley, CA	-90	107	-81	30	-21	111	63	18	0.85	c-C	0.12	0.09
Pembina R à Walhalla, ND	-88	-31	-82	-50	-65	33	64	32	0.93	s-C	0.49	0.16
Eel à Fort seward, CA	-79	-3	-68	-23	-43	46	65	28	1.44	c-C	0.87	0.14
Rappahannock R à Remington, VA	-86	31	-80	-43	-67	37	66	19	1.35	c-C	0.39	0.19
Brandywine creek à Chadds ford, PA	-86	-2	-80	-50	-70	30	69	14	1.66	s-C	0.43	0.17
Redwood à Burk Burnett, TX	-77	9	-68	-25	-51	42	69	22	1.19	c-C	0.31	0.14
Pecos à Santa rosa, Nm	-72	25274	-53	1142	-10	1195	70	33	1.42	c-C	0.61	0.30
Klamath R à Orleans, CA	-72	92	-56	63	-29	120	71	16	1.82	c-C	0.80	0.08
Gila R nr Solomon, AZ	-93	513	-91	124	-13	215	71	26	1.00	c-C	0.45	0.49
Upper Iowa à Dorchester, IA	-93	63	-84	-12	-64	72	75	18	1.57	s-C	0.40	0.24
Eel à Scotia, CA	-80	82	-53	2	-26	55	76	30	1.52	c-C	0.84	0.17
Creek river, Ca	-90	-14	-79	-38	-61	40	81	23	0.89	s-C	0.36	0.14
San pedro à Charleston, Ar	-64	979	-51	374	39	425	82	48	1.37	s-C	0.62	0.31
Arkansas à Kinsley, KS	-75	208	-68	11	-40	80	83	27	0.87	c-C	0.35	0.20
Paria à Leesferry, Ar	-64	9942	15	2421	352	2406	83	34	2.10	c-C	0.53	0.68
Sanluisrey à Oceanside, CA	-100	284	-96	120	-22	216	96	44	0.55	s-C	0.33	0.13
Santa Clara R à Los Angeles-Ventura Co Line, CA	-67	2311	-40	458	39	498	98	61	0.88	c-C	0.44	0.26

Les biais et les imprécisions ne semblent pas liés au  $r^2$  pour les MES. Pour un  $r^2$  similaire d'environ 0.65, le biais sur l'estimation du flux est de -1% pour la rivière Brazos à Richmond (TX) et de -57% pour la rivière Siuslaw à Mapleton (OR). En revanche des variances fortes semblent induire des imprécisions élevées. Pour la rivière Paria à Leesferry, la variance sur les valeurs supérieures au débit médian est de 0.53. Ceci indique une variation importante des concentrations estimées pour les forts débits et donc une dispersion des flux importante en fonction des simulations de surveillance. Plusieurs études ont montré des régressions C-Q peu ou pas significatives qui peuvent sous-estimer

ou surestimer les concentrations, notamment pour les rivières des régions de type méditerranéen (Rovira et Batalla, 2006 ; Alexandrov et al., 2007 ; Zabaleta et al., 2007). Pour de nombreuses rivières, comme par exemple la rivière Eel, une bonne corrélation existe sur l'intégralité des mesures (Morehead et al., 2003) mais il n'existe pas de corrélation significative si l'on considère uniquement les concentrations maximales et les débits correspondants (Tramblay et al., 2010) d'où une mauvaise estimation.

Il n'y a que pour quatre stations très particulières, qu'on peut qualifier d'hyper turbides, où l'erreur médiane est positive c'est-à-dire que le flux annuel est surestimé : Trinity à Hoopa, San Pedro à Charleston, Paria à Leesferry et Santa Clara à Los Angeles. En Californie, où le climat est de type méditerranéen, les débits sont influencés par les précipitations hivernales et sont sujets aux productions épisodiques de sédiments (Hecht, 1993). Ces stations présentent des cycles saisonniers très importants avec la presque totalité des précipitations annuelles survenant entre novembre et avril (Ahearn et al., 2005) et qui produisent des événements torrentiels éphémères (Warrick et al., 2004). Le bilan sédimentaire est principalement dominé par les MES et la totalité de la charge annuelle de sédiments est transportée par un nombre limité d'événements extrêmes (Inman et Jenkins, 1999 ; Cherifi et Loudiki, 1999 ; Meybeck et al., 2003). Ces quatre stations sont donc des rivières arides ou semi-arides avec des  $M_{2\%}$  très forts (jusqu'à 98% pour Santa Clara). Pour ces stations lors des forts débits, la concentration en MES fluviale atteint sa limite (aux environs de 100 000 mg/l) ce qui correspond à une inflexion remarquable du nuage de points C-Q (Figure 4-2) dont la forme diffère fortement de celui observé dans les autres stations. Cette inflexion s'observe pour 20 à 30% des couples C-Q et est donc largement masquée par une troncation à 50% (Figure 4-2). L'ajustement à une fréquence mensuelle tend donc à surestimer fortement les concentrations et donc les flux pour les débits les plus forts.

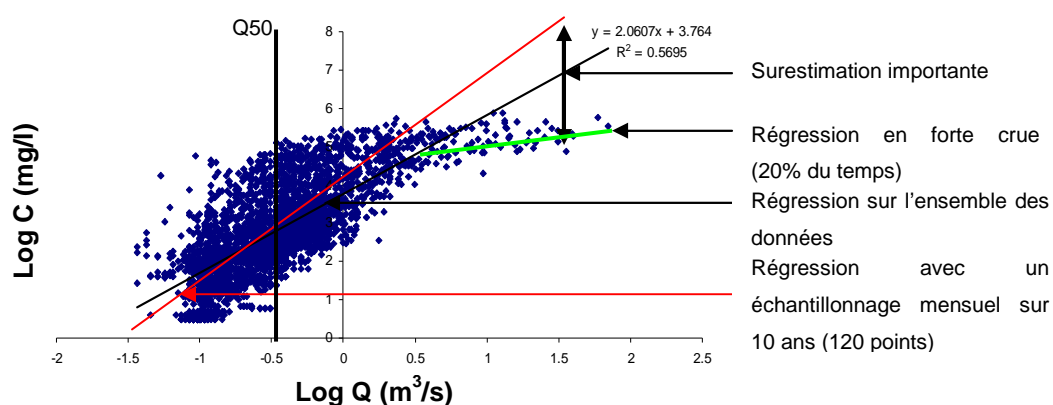


Figure 4-2 : Représentation d'une régression sur l'ensemble des couples C-Q de la base de données journalières et d'une régression sur une simulation d'échantillonnage à un intervalle mensuel (120 couples C-Q) par la méthode IRC (exemple de la rivière Paria à Leesferry).

On rappelle que la régression est déterminée sur une période de 10 ans et est ensuite appliquée à des années dont les conditions hydrologiques sont différentes. Il est donc important de regarder l'évolution des erreurs annuelles.

### 4.1.2 Erreurs annuelles sur les flux annuels de MES pour deux rivières contrastées

Deux stations aux caractéristiques contrastées ont été sélectionnées : l'Oise à Méry ( $M_{2\%} = 17\%$ ) et la rivière Redwood à Burkburnett ( $M_{2\%} = 69\%$ ). La distribution des erreurs annuelles ainsi que la distribution des erreurs interannuelles sont représentées sur la figure 4-3 pour ces deux stations.

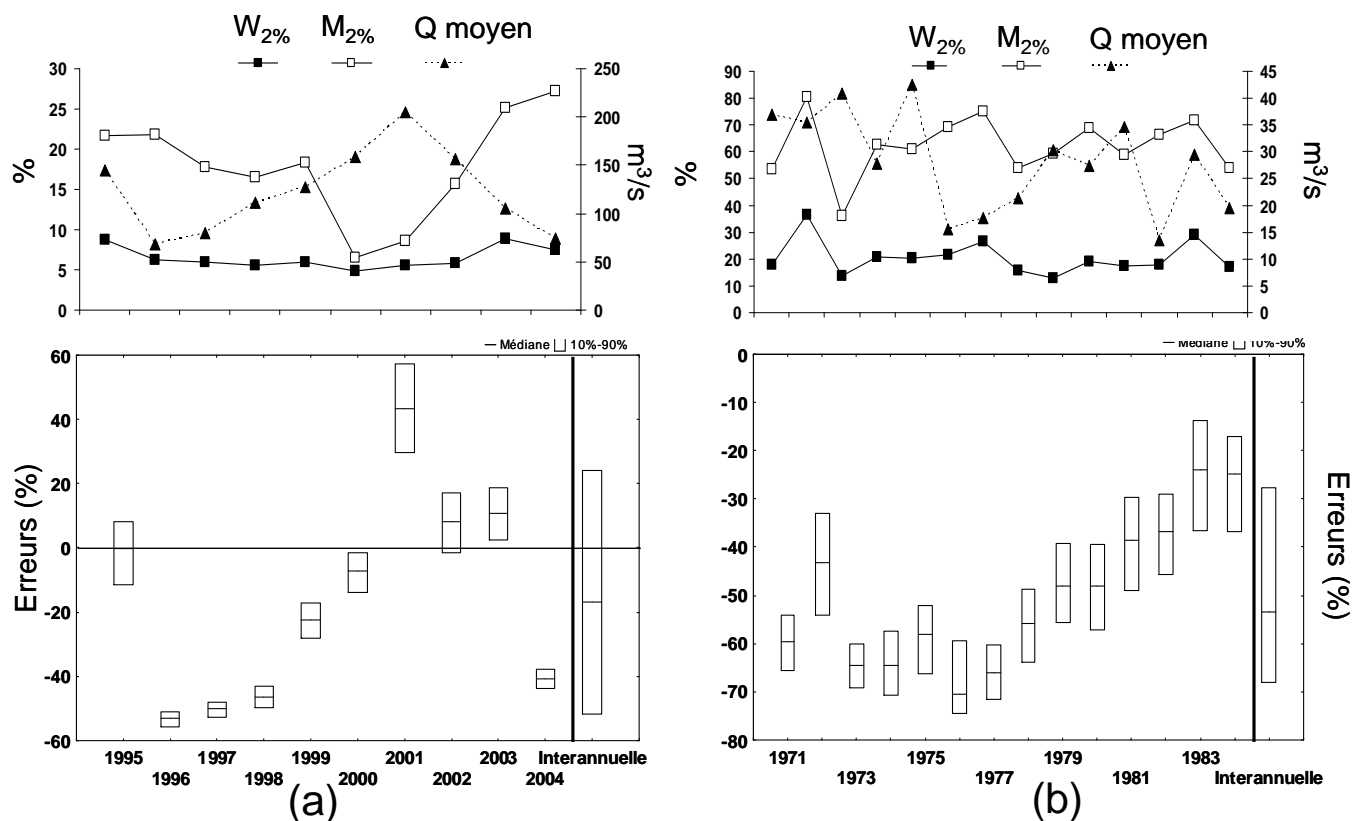


Figure 4-3 : Distribution des erreurs annuelles des flux de MES calculés par la méthode IRC à un intervalle d'échantillonnage mensuel pour deux stations aux caractéristiques contrastées : a) Oise à Méry (échelle de -80% à 80%), b) Redwood à Burkburnett (échelle de 0 à -80%).

La distribution des erreurs annuelles est différente entre les années mais également entre les stations. Dans le cas de l'Oise (Figure 4- 3a), les distributions des erreurs annuelles sont très dispersées avec des sous-estimations importantes d'environ -50% pour l'année 1996 et une surestimation supérieure à 40% pour l'année 2001. Sur les 10 ans de données pour l'Oise, l'année 1996 correspond à l'année la plus sèche et 2001 à l'année la plus humide. **Il y a donc une tendance à sous-estimer les flux de MES pour les années sèches et à surestimer les flux pour les années humides.** Cette tendance s'explique sur la figure 4- 4 par les différentes pentes de régressions spécifiques à chaque année par rapport à la simulation sur les 10 ans.

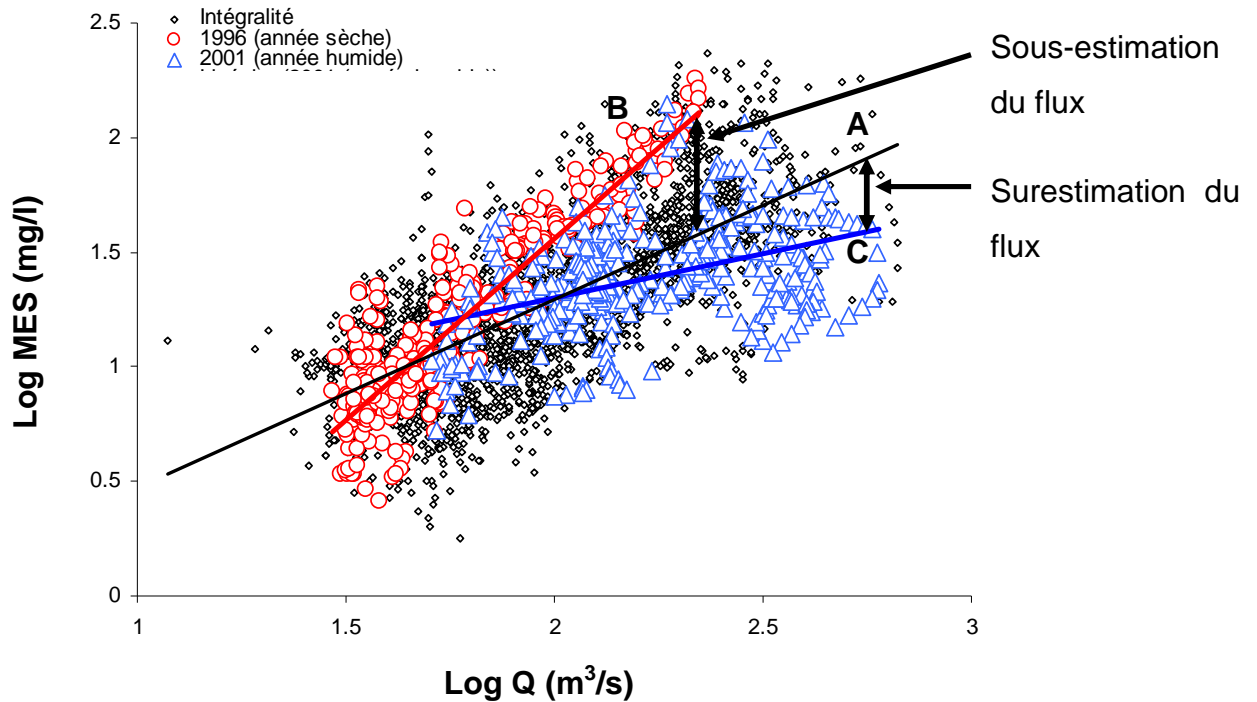


Figure 4-4 : Représentation des régressions de la relation C-Q pour les MES à un intervalle d'échantillonnage mensuel pour deux années contrastées sur la rivière Oise à Méry : a) intégralité, b) année sèche, c) année humide

A l'inverse pour la station Redwood (Figure 4-3b), les flux sont systématiquement sous-estimés de -70% à -40% selon les années. La dispersion des erreurs par année est plus grande, l'estimation annuelle est donc moins précise que pour une rivière peu variable et elle est toujours fortement biaisée quelques soient les années. La variabilité des flux d'eau et de matière étant très élevée pour cette rivière, l'influence d'une année sèche ou humide est bien moindre

#### 4.1.3 Incertitudes interannuelles sur les flux annuels de Nutriments

Le tableau 4-2 présente les caractéristiques des erreurs par stations. On peut remarquer pour le dissous, une très grande dispersion des biais : de -90% pour le phosphore dissous sur la rivière Grand à Painesville à +122% pour l'estimation des nitrates sur la rivière Sandusky à Frémont. Ceci s'explique notamment par le type de relation C-Q (définie au chapitre 1.3) très différent suivant les stations et les nutriments.

Tableau 4-2: Incertitudes interannuelles sur les flux de nutriments générées par la méthode IRC à un intervalle d'échantillonnage mensuel

Site	Param	Min	Max	e10	e90	e50	Imprécision	M <sub>2%</sub>	W <sub>2%</sub>	b <sub>50sup</sub>	Typologie	r <sup>2</sup>	σ <sup>2</sup>
Oise à Mery, France	NH4	-38	28	-34	24	-1	58	7	8	-0.37	d-D	0.06	0.06
Seine à Choisy, France	NH4	-52	48	-46	28	-6	74	14	7	-0.04	d-S	0.00	0.04
Marne à Neuilly, France	NH4	-39	12	-32	5	-7	37	24	8	-0.31	d-D	0.18	0.04
Oise à Mery, France	NO3	-8	9	-5	5	1	10	6	8	-0.16	c-D	0.02	0.00
Seine à Choisy, France	NO3	-10	15	-8	9	0	18	7	7	-0.03	c-S	0.23	0.01
Marne à Neuilly, France	NO3	-21	17	-18	9	-2	27	8	8	0.06	c-S	0.19	0.01
Cuyahoga à Independence, OH	NO3	-22	21	-15	8	-6	24	8	12	-0.42	d-D	0.65	0.02
Muskingum à McConnelsville, OH	NO3	-23	26	-14	14	1	28	11	9	0.16	c-S	0.24	0.06
Scioto à Chillicothe	NO3	-24	17	-17	10	-2	27	14	12	0.06	s-S	0.18	0.02
Great Miami below Miamisburg	NO3	-32	27	-24	15	-6	39	17	14	0.06	s-S	0.14	0.02
Maumee à Waterville, OH	NO3	-29	441	-10	194	85	204	17	16	0.08	c-S	0.45	0.27
Raisan à Monroe, MI	NO3	-35	256	-11	83	26	94	18	14	0.32	c-S	0.58	0.08
Sandusky nr Fremont, OH	NO3	-1	378	16	254	122	238	21	19	0.03	c-S	0.47	0.25
Scioto à Chillicothe	PO4	-43	18	-32	5	-10	37	13	12	-0.02	d-S	0.10	0.05
Great Miami below Miamisburg	PO4	-41	10	-31	0	-13	31	18	14	0.02	d-S	0.35	0.03
Maumee à Waterville, OH	PO4	-51	242	-30	35	-8	65	22	16	0.17	c-C	0.17	0.27
Raisan à Monroe, MI	PO4	-68	82	-60	-5	-34	54	30	14	0.51	s-C	0.02	0.22
Sandusky nr Fremont, OH	PO4	-64	263	-40	94	7	134	31	19	0.24	c-C	0.35	0.34
Muskingum à McConnelsville, OH	PO4	-69	71	-56	26	-14	82	54	9	-0.16	d-D	0.12	0.31
Grand à Painesville, OH	PO4	-97	-22	-95	-72	-90	24	76	17	0.01	d-S	0.10	0.22
Scioto à Chillicothe	Ptot	-32	11	-26	-1	-13	24	17	12	0.24	d-C	0.01	0.02
Muskingum à McConnelsville, OH	Ptot	-35	14	-27	2	-17	29	20	9	0.53	s-C	0.24	0.02
Great Miami below Miamisburg	Ptot	-49	6	-38	-13	-26	26	24	14	0.37	d-C	0.07	0.03
Raisan à Monroe, MI	Ptot	-57	1	-45	-13	-32	32	30	14	0.67	d-C	0.07	0.07
Maumee à Waterville, OH	Ptot	-53	17	-37	-4	-19	34	31	16	0.49	s-C	0.42	0.03
Sandusky nr Fremont, OH	Ptot	-47	36	-35	9	-17	44	33	19	0.52	c-C	0.49	0.07
Grand à Painesville, OH	Ptot	-58	14	-47	1	-21	47	36	17	0.50	d-C	0.08	0.07
Muskingum à McConnelsville, OH	TKN	-28	5	-22	-3	-12	19	17	9	0.38	s-C	0.02	0.02
Scioto à Chillicothe	TKN	-30	11	-21	-1	-11	20	18	12	0.31	s-C	0.13	0.02
Raisan à Monroe, MI	TKN	-41	19	-31	4	-14	35	22	14	0.33	d-C	0.09	0.03
Great Miami below Miamisburg	TKN	-46	7	-34	-6	-21	28	22	14	0.42	d-C	0.02	0.04
Cuyahoga à Independence, OH	TKN	-38	32	-30	12	-15	42	22	12	0.23	c-C	0.06	0.03
Maumee à Waterville, OH	TKN	-44	5	-28	-5	-14	23	26	16	0.31	s-C	0.11	0.02
Sandusky nr Fremont, OH	TKN	-40	14	-30	1	-16	31	29	19	0.36	c-C	0.36	0.03

Les relations C-Q pour les nutriments sont rarement linéaires, ce qui explique les r<sup>2</sup> très faibles. Les stations où les nitrates sont surestimés sont de type concentré-stable, c-S (voir figure 1- 13), c'est-à-dire que la régression issue de la simulation du suivi discret va surestimer les concentrations sur les forts débits et donc les flux. Inversement pour la station Grand à Painesville où le type est dilué-stable, d-S, les concentrations et donc les flux sont sous-estimés.

Les r<sup>2</sup> sur les simulations sont généralement faibles pour le dissous (r<sup>2</sup> < 0.3) et ne sont pas corrélés aux incertitudes.

Pour les nutriments totaux, le flux est sous-estimé quelques soient les stations et leurs caractéristiques. Une analyse des distributions des erreurs annuelles pour le phosphore dissous et le phosphore total a donc été réalisée pour deux stations contrastées : la rivière Scioto à Chillicothe (M<sub>2%</sub>=13% et 17%) et la rivière Grand à Painesville (M<sub>2%</sub>= 76% et 36 %).

#### 4.1.4 Erreurs annuelles sur les flux annuels de nutriments pour deux rivières contrastées

Sur la figure 4-5, quelle que soit la variabilité du flux de matière à la station, les erreurs peuvent être très hétérogènes selon les années. La différence se fait essentiellement sur l'échelle des erreurs. En effet pour la station Scioto, où la variabilité du flux de matière est faible, les erreurs annuelles sur

l'estimation du flux annuel varie entre -35% et 15% selon les années alors que pour la rivière Grand, les erreurs varient de -60% à +40%.

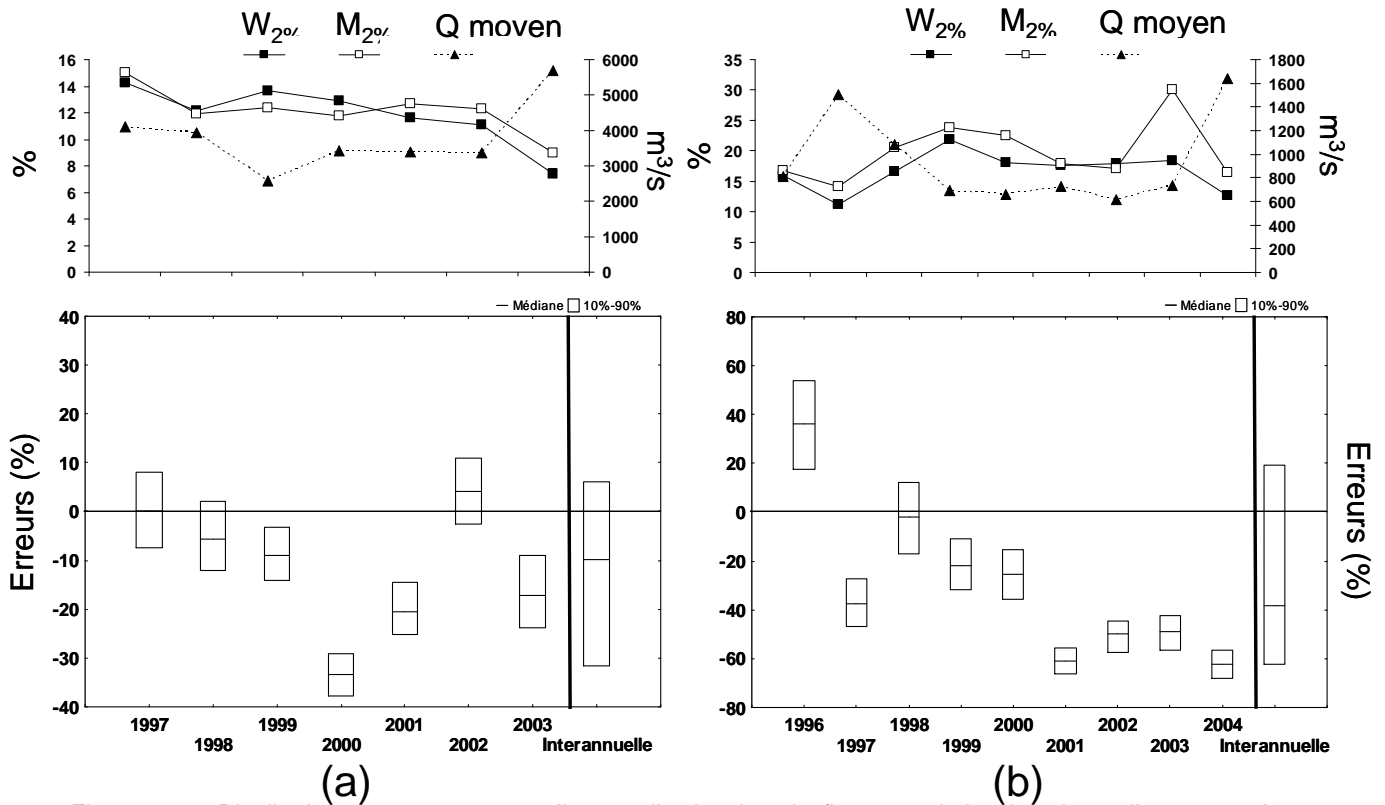


Figure 4-5 : Distribution des erreurs annuelles sur l'estimation du flux annuel de phosphore dissous par la méthode IRC à un intervalle d'échantillonnage mensuel pour deux stations aux caractéristiques contrastées : a) Scioto à Chilicothe, OH (échelle de -50% à 30%) ; b) Grand à Painesville, OH (échelle de -80% à 80%).

Pour le phosphore total (Figure 4-6), les flux sont sous-estimés quelles que soient les caractéristiques des stations. La composante particulaire du phosphore est associée aux MES qui sont également sous-estimées. La sous-estimation annuelle est plus forte pour les rivières à forte variabilité.



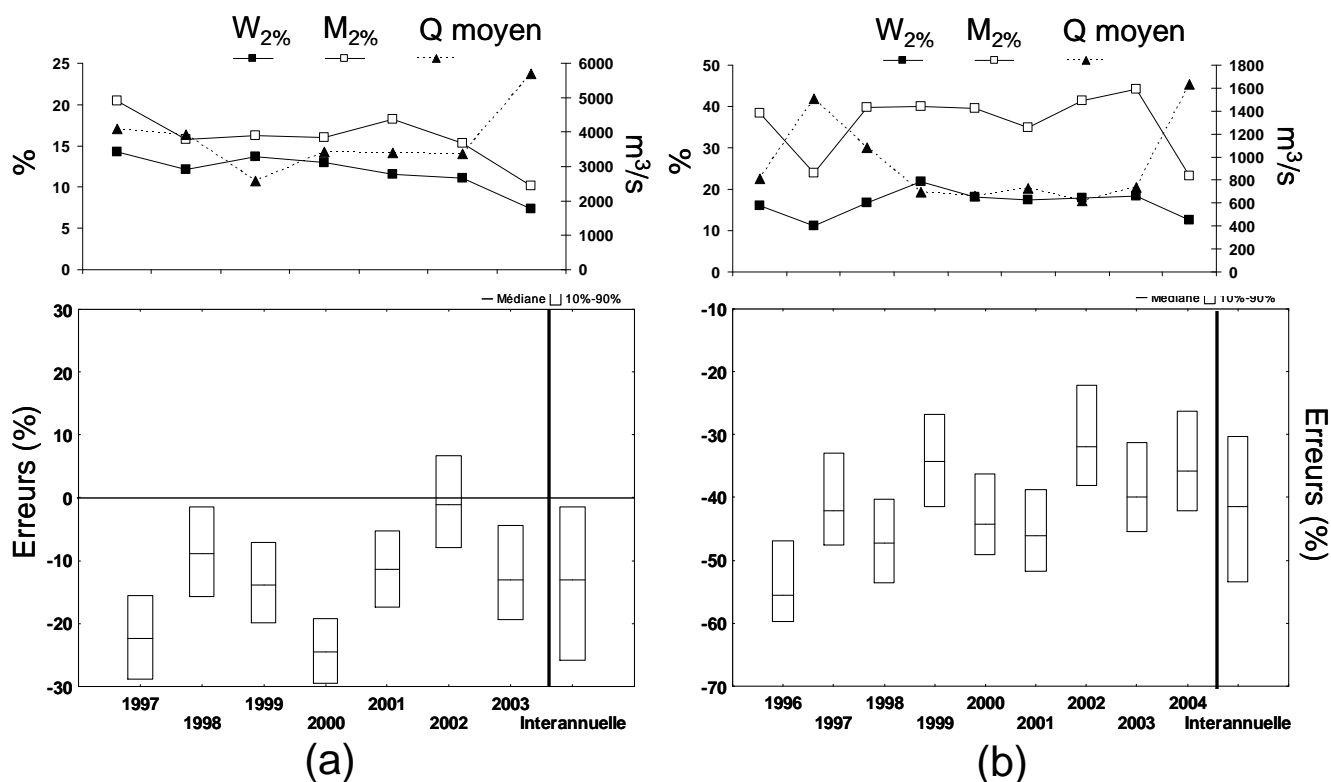


Figure 4-6: Distribution des erreurs annuelles sur l'estimation du flux annuel de phosphore total par la méthode IRC à un intervalle d'échantillonnage mensuel pour deux stations aux caractéristiques contrastées : a) Scioto à Chilicothe, OH (échelle de -35% à 15%) ; b) Grand à Painesville, OH (échelle de -70% à -10%)

#### 4.1.5 Incertitudes interannuelles sur les flux annuels de sels dissous totaux

L'estimation du flux annuel de SDT génère par la méthode IRC des erreurs interannuelles faibles ou nulles. Seule la station Canadian à Amarillo génère une sous-estimation de -97% (Tableau 4-3). Cette sous-estimation peut être due à la variabilité hydrologique et géochimique importante observée à cette station ( $M_{2\%}=19\%$  ;  $W_{2\%}=35\%$  et  $b_{50sup}=-0.41$ ) ainsi qu'à la typologie c-D des relations C-Q. En effet, sur ce type de relation en chevron, une régression sur l'intégralité du suivi discret n'est pas adaptée et génère des erreurs importantes.

Tableau 4-3: Incertitudes interannuelles sur les flux de SDT générées par la méthode IRC à un intervalle d'échantillonnage mensuel.

Site	Min	Max	e10	e90	e50	Imprécision	M <sub>2%</sub>	W <sub>2%</sub>	b <sub>50sup</sub>	Typologie	r <sup>2</sup>	σ <sup>2</sup>
Ocmulgee à Ocmulgee, GA	-13	8	-8	3	0	11	3	3	-0.69	d-D	0.81	0.004
Colorado à Lee Ferry, AZ	-15	9	-11	6	2	17	4	4	-0.07	d-D	0.13	0.002
Missouri à Garrison, ND	-12	10	-9	9	3	18	4	3	0.03	s-S	0.01	0.002
Columbia nr Quincy, OR	-7	8	-6	6	-1	11	4	4	-0.21	s-D	0.26	0.003
Pecos à Pecos, TX	-17	37	-7	19	1	27	5	10	-0.41	s-D	0.11	0.009
Missouri à Nebraska City, NE	-97	15	-52	8	-2	60	5	7	-0.24	d-D	0.13	0.003
Gunnison nr Gd Junction, CO	-10	8	-8	6	-1	14	6	10	-0.52	s-D	0.69	0.007
Colorado nr Cisco, UT	-12	13	-9	9	1	18	6	12	-0.53	d-D	0.87	0.003
Snake à Snake, ID	-97	4	-96	1	-2	98	6	7	-0.14	d-D	0.74	0.002
Oise à Mery, France	-10	10	-7	8	3	15	7	7	-0.19	s-D	0.29	0.002
Green à Green, UT	-9	20	-7	13	0	20	7	11	-0.40	d-D	0.56	0.006
Marne à Neuilly, France	-4	4	-3	3	0	5	7	8	-0.05	d-D	0.03	0.001
Delaware à Trenton, NJ	-10	7	-4	4	-1	8	7	11	-0.30	d-D	0.77	0.002
Clackamas à Estacada, OR	-95	4	-6	1	-2	7	8	10	-0.18	d-D	0.84	0.002
N Santiam à Mehama, OR	-8	7	-6	4	-1	10	8	9	-0.20	d-D	0.58	0.002
Peace à Zolfo Springs, FL	-10	10	-7	6	-1	13	9	14	-0.35	d-D	0.81	0.003
Arkansas nr Avondale, CO	-18	10	-7	6	-2	13	9	11	-0.26	d-D	0.75	0.004
Arkansas à Granite, CO	-12	18	-10	6	2	16	9	12	-0.21	d-D	0.67	0.005
Dolores nr Cisco, UT	-30	13	-22	8	1	30	9	22	-0.64	d-D	0.84	0.023
Sun nr Vaughn, MT	-9	12	-5	6	-3	12	10	15	-0.30	d-D	0.70	0.004
Duchesne à Duchesne, UT	-14	19	-9	12	-3	21	10	18	-0.41	d-D	0.72	0.011
San Joaquin à San Joaquin, CA	-97	21	-97	-2	-11	94	10	20	-0.52	d-D	0.74	0.016
Arkansas à Ralston, OK	-18	34	-15	19	-1	34	10	24	-0.41	c-D	0.41	0.021
NF Ninnescah, KS	-7	21	-5	15	6	20	10	21	-0.34	c-D	0.19	0.005
San Juan nr Bluff, UT	-19	13	-16	3	-5	19	11	8	-0.24	d-D	0.63	0.009
Brandywine à Chadds Ford, PA	-22	21	-16	13	1	29	11	15	-0.19	d-D	0.40	0.004
Seine à Choisy, France	-5	6	-3	4	1	7	11	16	-0.21	c-D	0.00	0.001
Potomac nr. Wash, DC, MA	-97	19	-9	11	1	20	11	16	-0.21	d-D	0.60	0.005
North Canadian à Britton, OK	-19	68	-11	55	0	66	12	18	0.03	c-D	0.01	0.022
North Canadian nr Yukon, OK	-25	48	-15	27	2	41	13	19	-0.10	s-D	0.01	0.017
Jackson à Falling Spring, VA	-24	15	-16	8	-4	23	14	18	-0.16	d-D	0.31	0.002
S F Shenandoah à Front Royal, VA	-21	9	-12	5	-2	17	14	17	-0.17	d-D	0.50	0.006
Virgin à Littlefield, AZ	-12	15	-9	6	-6	16	14	20	-0.39	d-D	0.80	0.004
Arkansas à Las Animas, CO	-98	29	-16	26	-5	42	16	25	-0.33	d-D	0.76	0.008
Wichita nr Charlie, TX	-20	20	-15	12	1	27	16	21	-0.31	d-D	0.35	0.016
Jacksongath	-12	7	-8	3	-2	11	17	18	-0.04	d-S	0.71	0.004
North wichita à Truscott, TX	-98	37	-52	15	-2	68	17	48	-0.48	d-D	0.56	0.018
North wichita à paducah, TX	-37	43	-17	9	-4	26	18	48	-0.45	d-D	0.54	0.010
Wichita à Wichita Falls, TX	-28	33	-17	19	0	36	18	28	-0.37	d-D	0.49	0.017
Rappahannock à Remington, VA	-23	14	-15	9	-1	24	18	20	-0.04	d-D	0.18	0.005
Canadian à amarillo, TX	-98	45	-98	-94	-97	4	19	35	-0.41	c-D	0.15	0.067
Medina à San Antonio, TX	-12	16	-5	10	1	14	19	32	-0.24	d-D	0.74	0.002
Bird C nr Catoosa, OK	-16	15	-11	7	-1	18	19	24	-0.12	d-D	0.32	0.007
Sheyenne à Lisbon, ND	-20	16	-16	10	-4	26	22	27	-0.12	d-D	0.49	0.005
Meherrin à Emporia, VA	-40	122	-26	59	-11	86	23	22	-0.15	s-S	0.03	0.029
Knife à Hazen, ND	-11	44	-6	21	7	27	24	48	-0.25	d-D	0.52	0.010
Redwood nr Burkburnett, TX	-30	32	-12	16	-3	28	27	37	-0.30	d-D	0.43	0.019

L'influence du r<sup>2</sup> n'explique pas les valeurs d'incertitudes. Quel que soit le r<sup>2</sup>, les biais sont généralement faibles ou nuls. Les imprécisions sont généralement élevées pour les variances les plus fortes.

#### 4.1.6 Erreurs annuelles sur les flux annuels de SDT pour deux rivières contrastées

L'analyse des erreurs annuelles pour deux stations contrastées (Figure 4-7), la rivière Gunnison à grand junction, CO (M<sub>2%</sub> = 6%) et la rivière Redwood à Burkburnett, TX (M<sub>2%</sub> = 27%), montre une dispersion importante des erreurs annuelles selon les années. Cette dispersion reste néanmoins toute relative avec des erreurs variant de plus ou moins 10% selon les années pour la rivière Gunnison. Il n'apparaît ici pas de lien significatif entre les années sèches et humides sur les erreurs pour ce matériau. La même conclusion est valable pour la rivière Redwood avec cependant une gamme d'erreur plus importante allant de -20% à 25%, due à une variabilité du flux de matière plus grande.

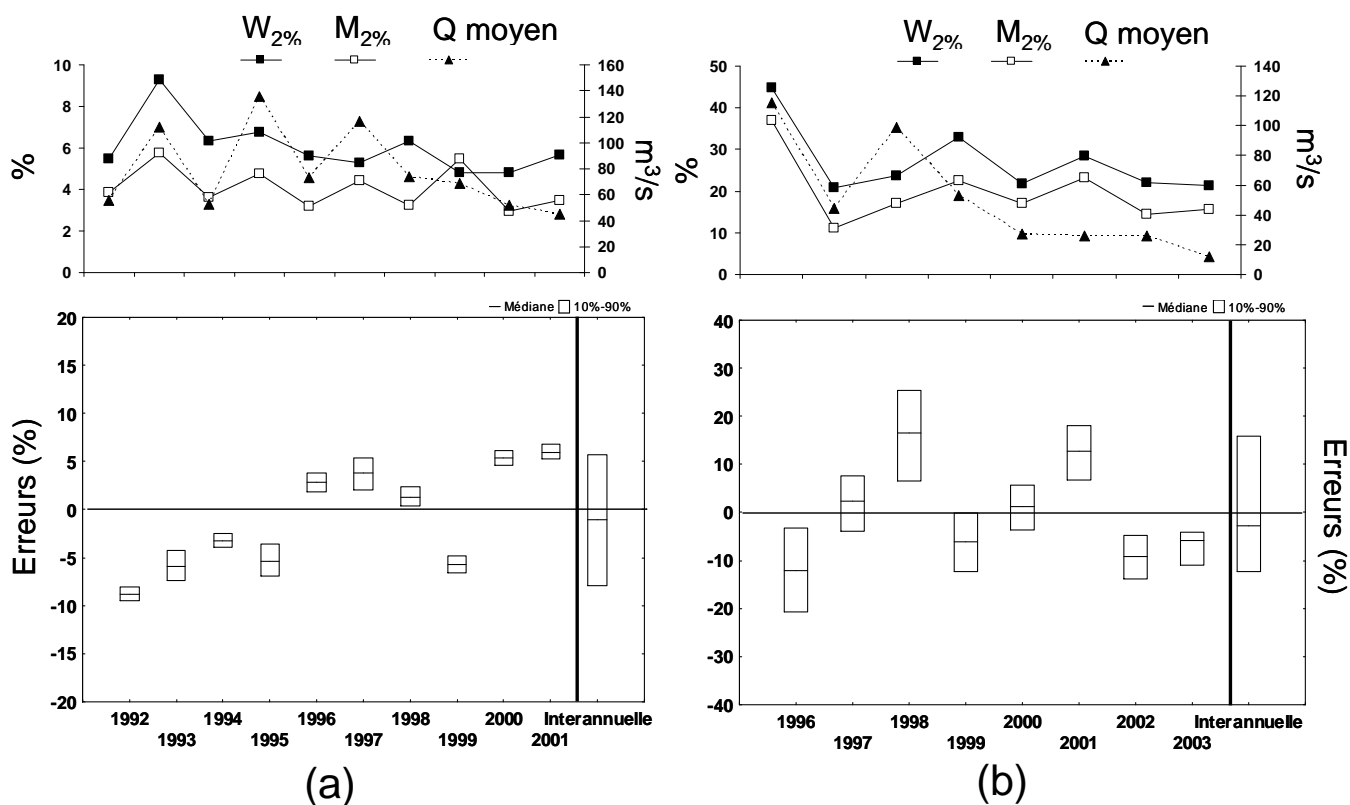


Figure 4-7: Distribution des erreurs annuelles sur l'estimation du flux annuel de SDT par la méthode IRC à un intervalle d'échantillonnage mensuel pour deux stations aux caractéristiques contrastées : a) Gunisson à Grand junction, CO (échelle de -12% à 10%), b) Redwood à Burkburnett, TX (échelle de -30% à 30%).

L'ensemble des résultats est en accord avec ceux relevés dans la littérature. **Une bonne corrélation, entre les concentrations et les débits, est souvent observée pour les MES et le Ptot et plus rarement pour les éléments chimiques dissous comme les nitrates** (Robertson et Roerish, 1999 ; Vieux et Moreda, 2003). Dans le cas des nitrates, cette relation dépend essentiellement du type d'occupation du sol (Naden et Cooper, 1999). Pour le phosphore, même pour un bassin versant à dominante agricole une corrélation significative avec l'occupation du sol n'est pas toujours observable, à cause de divers événements tels que la fertilisation des sols ou les importants effets de dilutions (Mukhopadhyay et Smith, 2000). Walling et Webb (1981, 1988) ont mis en évidence une sous-estimation du flux de MES par ces méthodes de régression de l'ordre de 23 à 83%. Dolan et al. (1981) ainsi que Preston et al. (1989) estiment le biais moyen pour la charge en phosphore inférieure à 10%, mais avec 24 prélèvements par an soit un échantillonnage bimensuel. Il est à noter que la qualité de l'estimation par les méthodes de régression dépend aussi de la gamme de données de débits utilisée pour la calculer. Si l'équation de régression est ajustée uniquement sur des valeurs de bas débits, elle ne peut être utilisée pour générer des pics de concentrations (Quilbé et al., 2006).

La méthode IRC apparaît comme performante pour évaluer les flux de nutriments et MES pour les rivières dont la variabilité hydrologique est peu élevée ainsi que les flux de SDT et. La méthode IRC génère des incertitudes élevées en fonction du matériau, de la variabilité hydrologique et hydro-chimique mais également en fonction de la typologie C-Q. Les relations C-Q ne sont pas linéaires en fonction des stations et des matériaux, la segmentation tente donc de résoudre ce problème en ajustant une régression linéaire pour les valeurs en-dessous et au-dessus du débit médian.

## 4.2 Apport de la segmentation au débit médian (méthode SRC<sub>50</sub>)

La figure 4-8 quantifie l'impact de la segmentation au débit médian sur les biais et les imprécisions lors de l'estimation du flux annuel : (a) des MES ; (b) des Nutriments ; (c) de SDT pour une fréquence d'échantillonnage mensuel. Si la valeur est positive, alors la segmentation améliore la qualité de l'estimation et inversement si la valeur est négative, elle dégrade la qualité de l'estimation. On peut ainsi remarquer qu'en terme de biais sur l'estimation du flux de MES, la segmentation apporte une amélioration de performance, c'est-à-dire une réduction des biais, de 0% à 10% pour une trentaine de stations et de 50% à 100% pour environ 25 stations. La segmentation a donc un impact bénéfique et non négligeable sur le biais pour la grande majorité des stations MES. Cependant, ce bénéfice est à relativiser car elle génère une augmentation des imprécisions sur l'estimation du flux annuel.

Pour l'estimation du flux de nutriments (Figure 5- 8b), quelle que soit la nature des matériaux (dissous ou total), il y a une réduction du biais et une légère amélioration de la précision par la segmentation pour la majorité des stations.

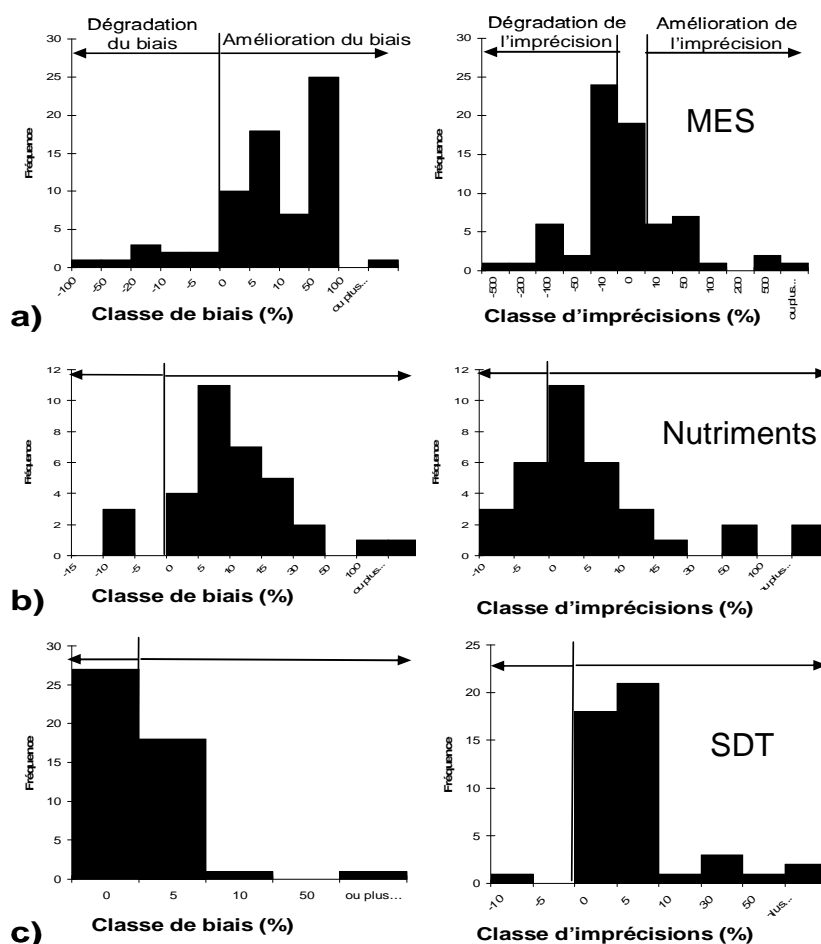


Figure 4-8: Distribution des améliorations et dégradations des biais et des imprécisions apportées par la segmentation (méthode SRC<sub>50</sub>) sur l'estimation du flux : a) MES ; b) nutriments ; c) SDT ; par rapport à la méthode IRC à un intervalle d'échantillonnage mensuel.

Pour l'estimation du flux annuel de SDT, l'apport de la segmentation se vérifie aussi bien pour le biais que pour l'imprécision. La segmentation apporte donc, dans la plupart des cas, une augmentation de la qualité de l'estimation en terme de biais quelque soit le paramètre. Mais sur l'imprécision de l'estimation, l'apport de la segmentation est mitigé pour les MES, limité pour les nutriments et positif pour les SDT (Tableau 4-4). Au-delà du paramètre étudié, cette segmentation est à corrélérer avec les différents types de relation C-Q, ce qui sera discuté au paragraphe 4.2 concernant les indicateurs de variabilité.

Tableau 4-4: Récapitulatif des améliorations ou dégradations sur le biais et l'imprécision par la segmentation au débit médian (SRC<sub>50</sub>) en fonction des matériaux

	MES	Nutriments	SDT
Biais	++	+	+
Imprécisions	-	+/-	++

A ces deux méthodes, la régression intégrale (IRC) et la régression segmentée (SRC<sub>50</sub>), a été ajouté le facteur de correction de Ferguson (1986). Ce facteur a été développé notamment pour réduire la sous-estimation, induite notamment par la transformation logarithmique, propre à la méthode IRC sur le flux de MES. Ce facteur n'a été testé que sur les MES pour un nombre limité de stations. Dans ce travail, l'apport du facteur de correction est quantifié pour tous les types de matériaux sur l'ensemble des stations et pour les méthodes de régressions classiques ou segmentées.

### 4.3 Apport de la correction de Ferguson (méthodes IRC\* et SRC<sub>50</sub>\*)

L'apport du facteur de correction (Ferguson, 1986, cf. chapitre 2) a été testé, dans un premier temps, pour la méthode IRC pour les trois types de matériaux (MES, Nutriments et SDT) sur le biais et l'imprécision. Le facteur de correction provoque une diminution du biais de 20% à 40% sur l'estimation du flux de MES (Figure 4- 9). Cependant, s'il entraîne une amélioration notable du biais, il dégrade la précision de l'estimation majoritairement jusqu'à 20% et bien au-delà de 20% pour les stations possédant une variabilité du flux d'eau ou de matière élevée. Les mêmes conclusions se retrouvent sur l'estimation du flux annuel de nutriments, l'apport du facteur se vérifiant en termes de biais dans la plupart des cas, les exceptions étant situées sur les stations à forte variabilité. La précision de l'estimation est quant à elle également dégradée de 0% à 10% généralement. L'estimation du flux annuel de SDT étant déjà peu ou pas biaisée, l'apport du facteur de correction est très limité mais à l'inverse des autres paramètres de qualité de l'eau, il améliore dans la plupart des cas légèrement l'imprécision.

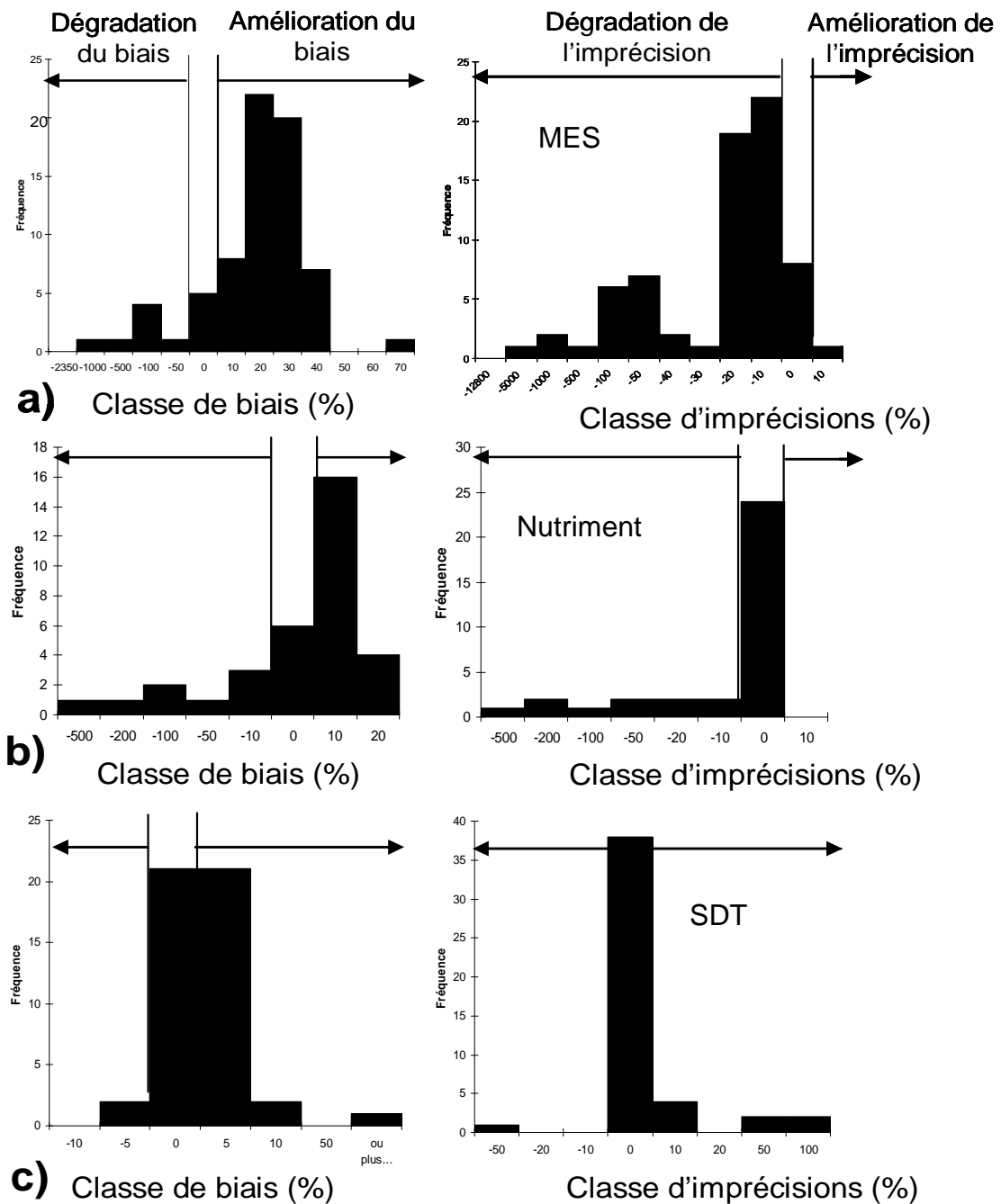


Figure 4-9: Distribution des améliorations ou dégradations des biais et imprécisions apportées par la correction de Ferguson (méthode IRC\*) sur l'estimation du flux de à un intervalle d'échantillonnage mensuel par rapport à la méthode IRC : a) MES ; b) Nutriments ; c) SDT.

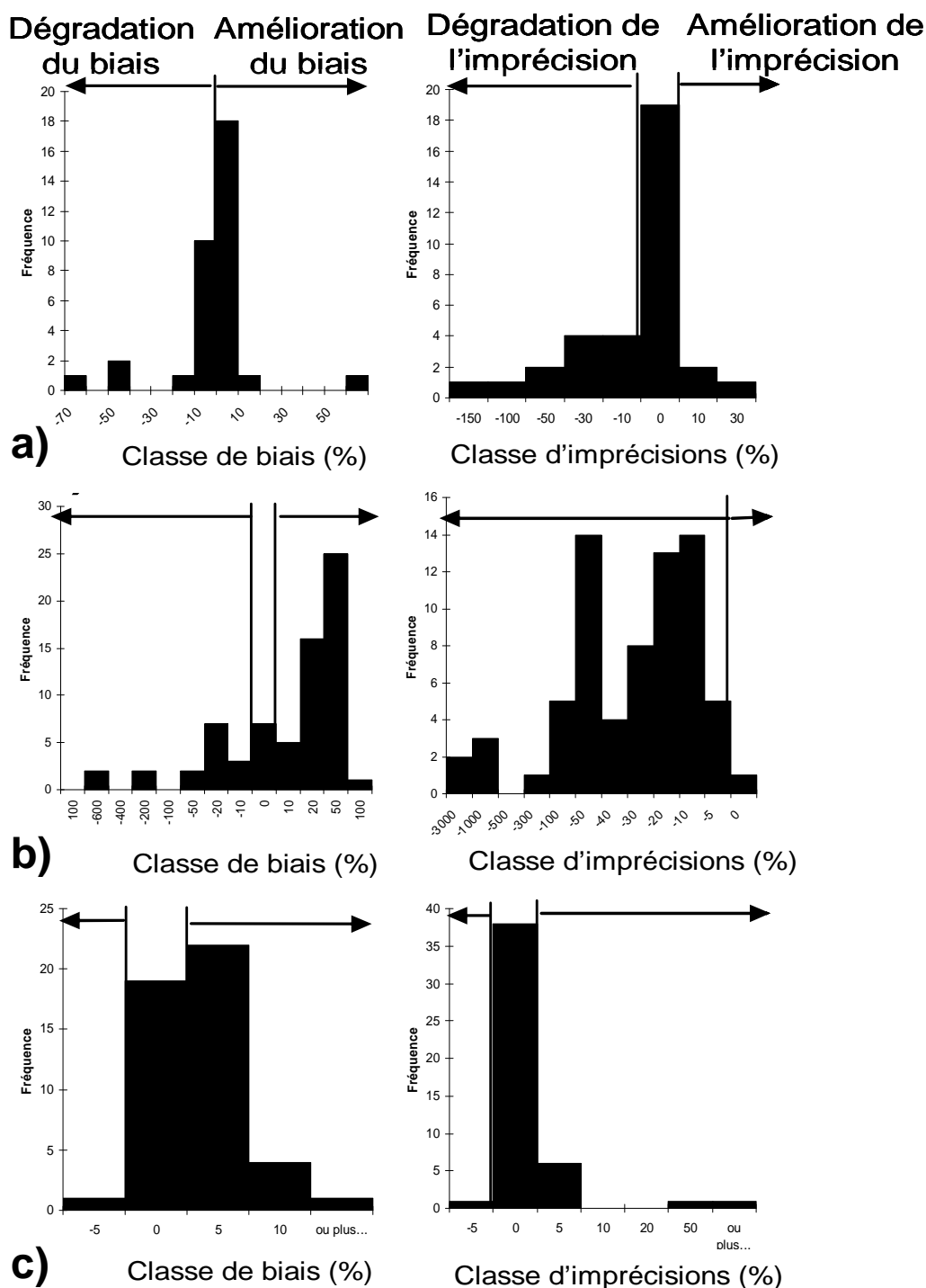


Figure 4-10: Distribution des améliorations ou dégradations des biais et imprécisions apportées par la correction de Ferguson (SRC<sub>50</sub>\*) sur l'estimation du flux à un intervalle d'échantillonnage mensuel par rapport à la méthode SRC<sub>50</sub>: a) MES ; b) Nutriments ; c) SDT.

La figure 4-10 présente des résultats similaires à la figure 4-9, pour la méthode SRC<sub>50</sub>\*. Les tendances sur les résultats sont identiques à ceux décrits précédemment pour la méthode IRC. On peut toutefois noter que les améliorations de biais sont généralement inférieures à celles obtenues pour la méthode IRC. L'estimation du flux annuel de MES et de nutriments est également plus

imprécise. L'apport du facteur de correction se ressent surtout pour l'estimation du flux de MES et de nutriments. L'estimation s'en retrouve moins biaisée mais plus imprécise (Tableau 4- 5).

Tableau 4-5: Récapitulatif des améliorations ou dégradations sur le biais et l'imprécision par le facteur de correction de Ferguson (IRC\* et SRC<sub>50</sub>\*) en fonction des matériaux

		MES	Nutriments	SDT
IRC*	Biais	++	+	+
	Imprécisions	--	-	+
SRC <sub>50</sub> *	Biais	+/-	+	+
	Imprécisions	--	--	+

Les résultats ont ainsi montré qu'au-delà de la nature des matériaux transportés, d'autres facteurs jouent un rôle sur l'estimation du flux de MES. Les caractéristiques de variabilité du flux de matière, du flux d'eau, des concentrations ou de la typologie C-Q ont également une influence sur l'estimation du flux.

## 4.4 Relation avec les indicateurs de variabilité

Comme pour la méthode DWC, l'impact de différents indicateurs ( $M_{2\%}$ ,  $W_{2\%}$ ,  $b_{50sup}$  et le type de relation C-Q) a été testé sur la méthode de régression intégrale (IRC) et la méthode de régression segmentée avec correction de Ferguson (SRC<sub>50</sub>\*).

### 4.4.1 Indicateur de durée des flux de matière ( $M_{2\%}$ )

La figure 4-11 présente les biais et les imprécisions, pour les quatre types de matériaux, générés par la méthode IRC à un intervalle d'échantillonnage mensuel, en fonction de l'indicateur de durée des flux de matière,  $M_{2\%}$ .

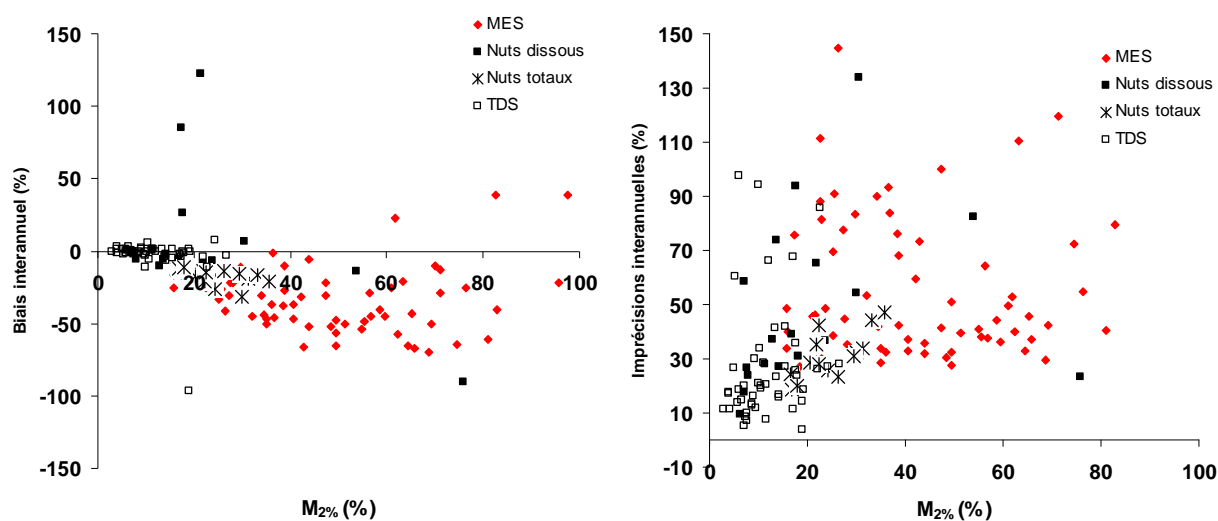


Figure 4-11: Biais et imprécisions générés par la méthode IRC à un intervalle d'échantillonnage mensuel en fonction du  $M_{2\%}$



Les biais et les imprécisions augmentent avec le  $M_{2\%}$ . Les biais sont généralement de plus en plus sous-estimés pour des  $M_{2\%}$  croissants. Cette relation est nette pour les biais (à l'exception de trois stations pour les nutriments dissous : Maumee, Raisan et Sandusky pour les nitrates qui sont fortement surestimés à cause du type de la relation c-S couplé à une variabilité hydrologique élevée) et est moins marquée pour les imprécisions car leur dispersion est beaucoup plus importante. On peut également remarquer une différence d'estimation entre les matériaux avec par erreurs croissantes :

$$\text{SDT} > \text{Nutriments dissous} > \text{Nutriments totaux} > \text{MES}$$

L'indicateur  $M_{2\%}$  semble pertinent pour décrire les incertitudes générées par la méthode IRC. Le test a ensuite été effectué sur la méthode SRC<sub>50</sub>\* afin de déterminer si la segmentation et le facteur de correction modifie cette tendance. La figure 4-12 présente les résultats obtenus avec la méthode SRC<sub>50</sub>\*, le principe étant le même que pour la méthode IRC (figure 4-11)

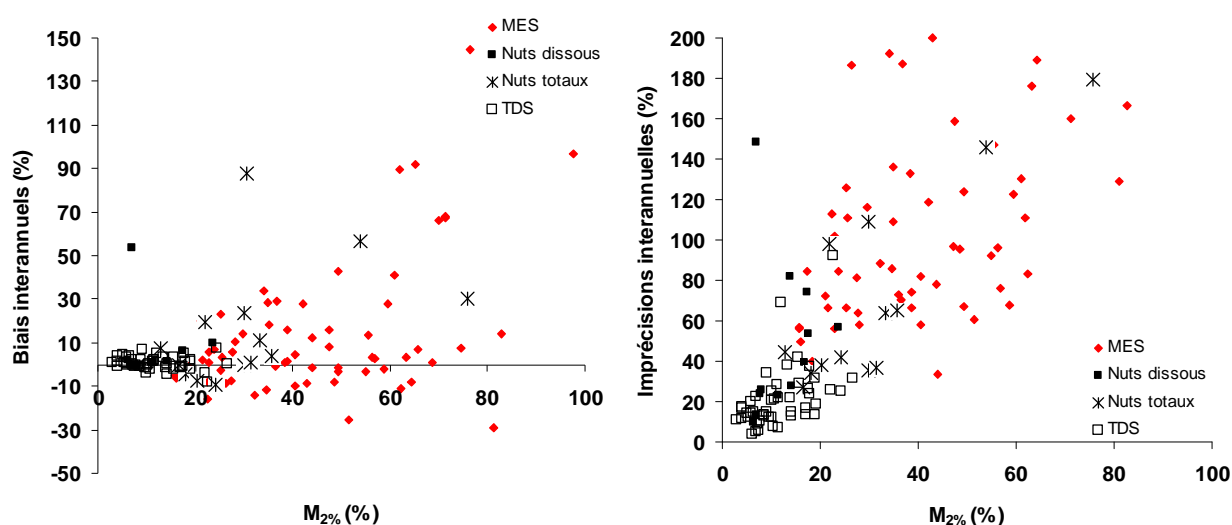


Figure 4-12: Biais et imprécisions générés par la méthode SRC<sub>50</sub>\* à un intervalle d'échantillonnage mensuel en fonction de la valeur de  $M_{2\%}$

Avec la méthode SRC<sub>50</sub>\*, l'ordre des types de matériaux concernant les incertitudes reste le même, les SDT sont les mieux estimés et les MES sont les moins bien estimés. Les biais ont tendance également à augmenter avec le  $M_{2\%}$ . Cette tendance est moins évidente que pour la méthode IRC. L'apport du facteur de correction et de la segmentation tend à surestimer les biais. La relation entre les imprécisions et le  $M_{2\%}$  est linéaire avec une augmentation des imprécisions pour des  $M_{2\%}$  croissants.

L'indicateur de durée des flux de matière  $M_{2\%}$  semble moins corrélé avec les biais générés par la méthode SRC<sub>50</sub>\* que par la méthode IRC, grâce à la segmentation et au facteur de correction. La relation linéaire reliant les imprécisions au  $M_{2\%}$  est également plus évidente pour SRC<sub>50</sub>\* que pour IRC.

Cet indicateur apparaît alors comme un élément important dans la compréhension des incertitudes générées par les méthodes de régression (IRC et SRC<sub>50</sub>\*), mais présente l'inconvénient de ne pas être disponible à partir d'un suivi discret. L'indicateur de durée du flux d'eau,  $W_{2\%}$ , et l'indicateur de la pente log C-log Q pour les valeurs supérieures au débit médian,  $b_{50\text{sup}}$  ont donc été testés pour les

deux méthodes (IRC et SRC<sub>50</sub>\*). Ces indicateurs sont disponibles à partir d'un suivi discret des concentrations ( $b_{50sup}$ ) et des débits en continu ( $W_{2\%}$ ).

#### 4.4.2 Indicateur de durée des flux d'eau ( $W_{2\%}$ )

La figure 4-13 présente les biais et les imprécisions générés par la méthode de régression intégrale (IRC) à un intervalle d'échantillonnage mensuel pour les quatre types de matériaux (SDT, nutriments dissous et totaux, MES).

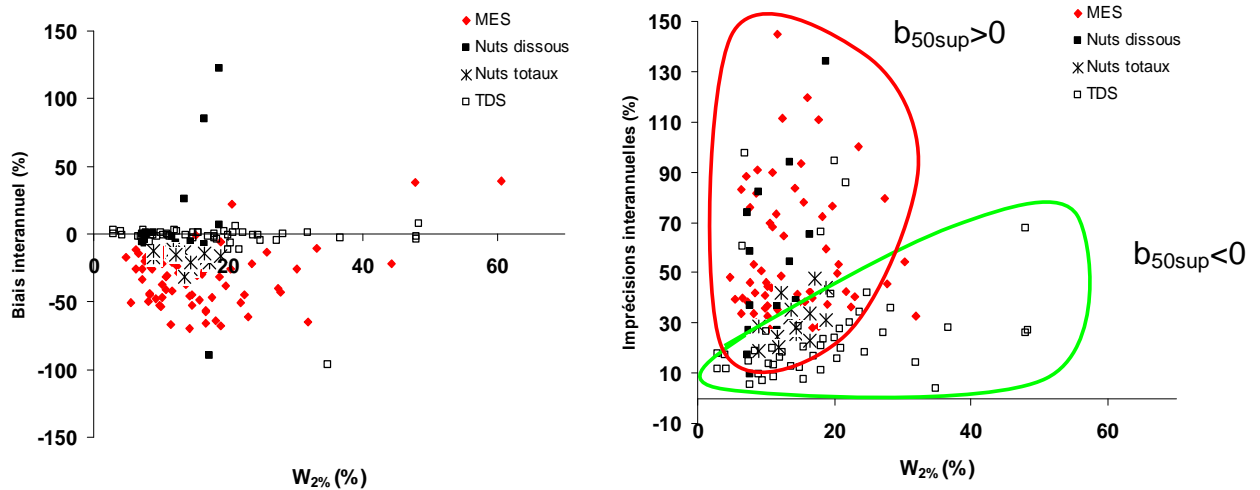


Figure 4-13: Biais et imprécisions générés par la méthode IRC à un intervalle d'échantillonnage mensuel en fonction du  $W_{2\%}$

Quelles que soient les valeurs de  $W_{2\%}$ , les flux annuels de SDT et nutriments dissous (généralement  $b_{50sup} < 0$ ) non biaisés et l'imprécision augmente avec le  $W_{2\%}$ . Les flux annuels de matériaux particuliers (nutriments totaux et MES :  $b_{50sup} > 0$ ) sont fortement sous-estimés et imprécis. L'indicateur de durée des flux d'eau,  $W_{2\%}$ , n'apparaît donc pas comme le facteur explicatif des incertitudes générées par la méthode IRC. Le même test a été effectué pour la méthode SRC<sub>50</sub>\*.

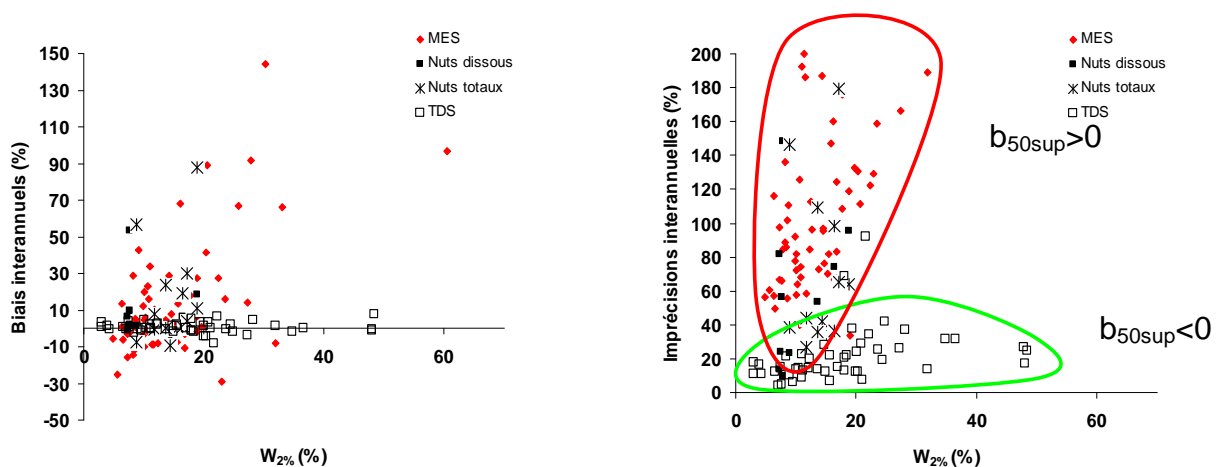


Figure 4-14: Biais et imprécisions générés par la méthode SRC<sub>50</sub>\* à un intervalle d'échantillonnage mensuel en fonction du  $W_{2\%}$

La figure 4-14 représente les biais et les imprécisions produits par la méthode SRC<sub>50</sub>\* à un intervalle d'échantillonnage mensuel pour les quatre types de matériaux. Les conclusions sont ici les mêmes que pour la figure 4-13 pour les biais sur l'estimation du flux annuel de SDT et nutriments dissous. Les flux de MES et nutriments totaux ont tendance à être surestimés mais aucune relation significative n'apparaît entre les biais et le  $W_{2\%}$ . Il en est de même pour les imprécisions qui sont élevées pour les MES et les nutriments totaux et qui sont faibles pour les SDT et les nutriments dissous. Cependant aucun de ces constituants n'est corrélé de manière significative avec le  $W_{2\%}$ . Quelles que soient les méthodes utilisées (IRC et SRC<sub>50</sub>\*), l'indicateur de durée  $W_{2\%}$  n'apparaît pas comme l'indicateur le plus pertinent dans la compréhension des incertitudes.

L'indicateur  $M_{2\%}$  est quant à lui approprié et il peut être exprimé en fonction de  $W_{2\%}$  et  $b_{50sup}$  (Moatar *et al.*, 2010). Il est donc important de tester ce dernier pour déterminer son influence sur les incertitudes produites par les méthodes IRC et SRC<sub>50</sub>\*.

#### 4.4.3 Indicateur de variabilité hydrochimique ( $b_{50sup}$ )

La figure 4-15 représente les biais et les imprécisions générés par la méthode IRC à un intervalle d'échantillonnage mensuel pour les quatre types de matériaux en fonction du  $b_{50sup}$ . Pour des valeurs de  $b_{50sup}$  négatives ou nulles, ce qui correspond au SDT et à beaucoup de nutriments dissous, les estimations sont non biaisées et généralement précises. Plus le  $b_{50sup}$  devient positif et augmente, ce qui correspond aux nutriments totaux et MES, plus les biais sont sous-estimés et plus les imprécisions sont fortes. La dispersion des imprécisions est même très forte pour les MES. L'indicateur hydrochimique  $b_{50sup}$  semble donc pertinent pour la compréhension de ces incertitudes, en effet, plus le  $b_{50sup}$  est positif plus les incertitudes sont élevées.

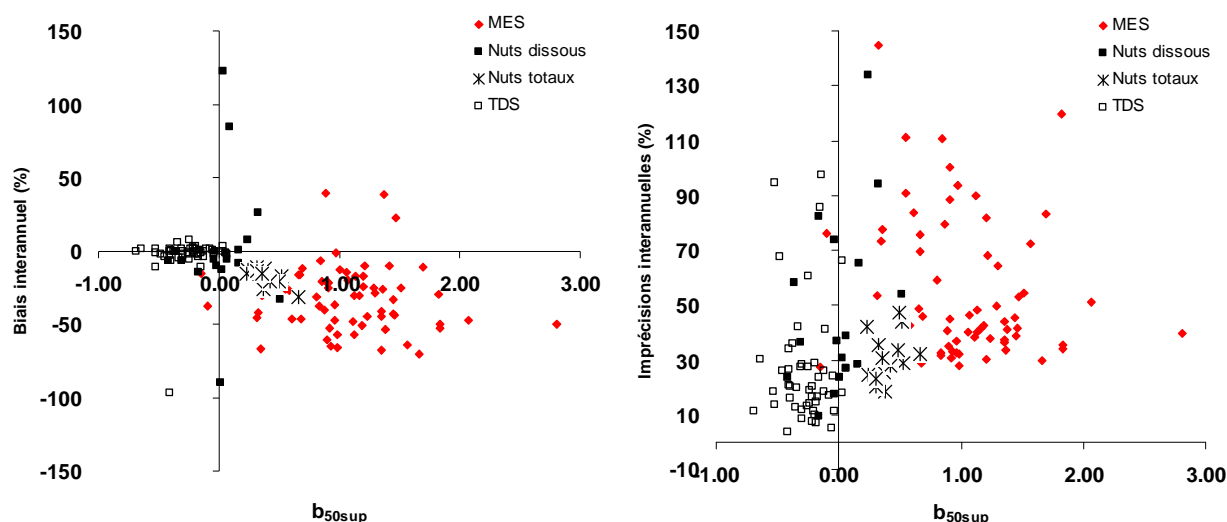


Figure 4-15: Biais et imprécisions interannuelles sur l'estimation du flux annuel de MES, SDT, nutriments dissous et totaux par la méthode IRC en fonction du  $b_{50sup}$  à un intervalle d'échantillonnage mensuel pour l'ensemble des stations.

De la même manière que pour les indicateurs précédents ( $M_{2\%}$  et  $W_{2\%}$ ), l'indicateur  $b_{50sup}$  a été testé avec la méthode SRC<sub>50</sub>\*. Les résultats sont présentés sur la figure 4-15 pour les biais et les imprécisions à un intervalle d'échantillonnage mensuel pour les quatre types de matériaux.

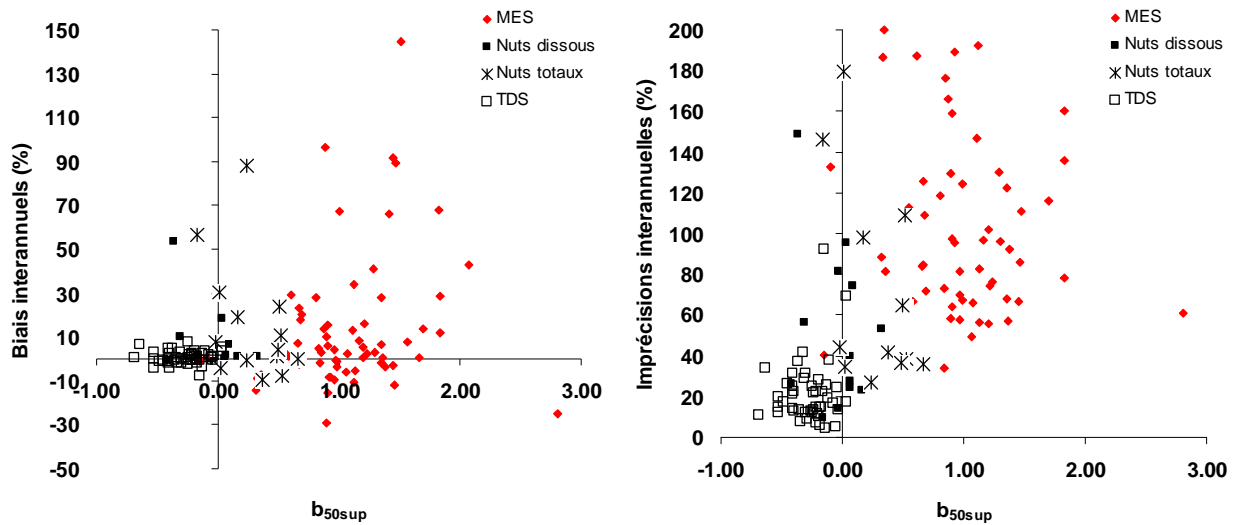


Figure 4-16: Biais et imprécisions interannuelles sur l'estimation du flux annuel de MES, SDT, nutriments dissous et totaux par la méthode SRC<sub>50</sub>\* en fonction du  $b_{50sup}$  à un intervalle d'échantillonnage mensuel, pour l'ensemble des stations.

Les tendances observées à la figure 4-16 sont similaires à celles observées avec les  $M_{2\%}$ . Les biais sont peu influencés par la variabilité du  $b_{50sup}$  même si les surestimations les plus fortes se retrouvent pour les  $b_{50sup}$  les plus élevés. La relation linéaire entre les imprécisions et le  $b_{50sup}$  est plus marquée pour la méthode SRC<sub>50</sub>\* que IRC.

A l'instar du  $M_{2\%}$ , l'indicateur de variabilité hydrochimique  $b_{50sup}$  semble pertinent pour comprendre et appréhender la variabilité des incertitudes générées par les méthodes IRC et SRC<sub>50</sub>\*. Il est donc important de tester maintenant ces incertitudes en fonction de la typologie définie au chapitre 1-3 (Meybeck et Moatar, 2010) afin de déterminer les types de relation C-Q susceptibles d'engendrer les incertitudes les plus importantes.

#### 4.4.4 Influence des types de relations C-Q

Sur les figures 4-17 et 4-18, les distributions des incertitudes, produites à un intervalle d'échantillonnage mensuel par les méthodes IRC et SRC<sub>50</sub>\* sont présentées en fonction des neuf types de relation C-Q existantes. Toutes les stations ont été regroupées indépendamment des types de matériaux. Ce n'est pas la nature chimique du constituant qui nous intéresse, lors de cette étude. En ce qui concerne les biais, plusieurs typologies entraînent des sous-estimations importantes : notamment la typologie en chevron, c-D, d-S et s-C. Seul le type c-S entraîne une surestimation qui s'explique par une régression non adaptée sur les forts débits comme dans le cas de la rivière Paria à Leesferry (cf figure 4-2).

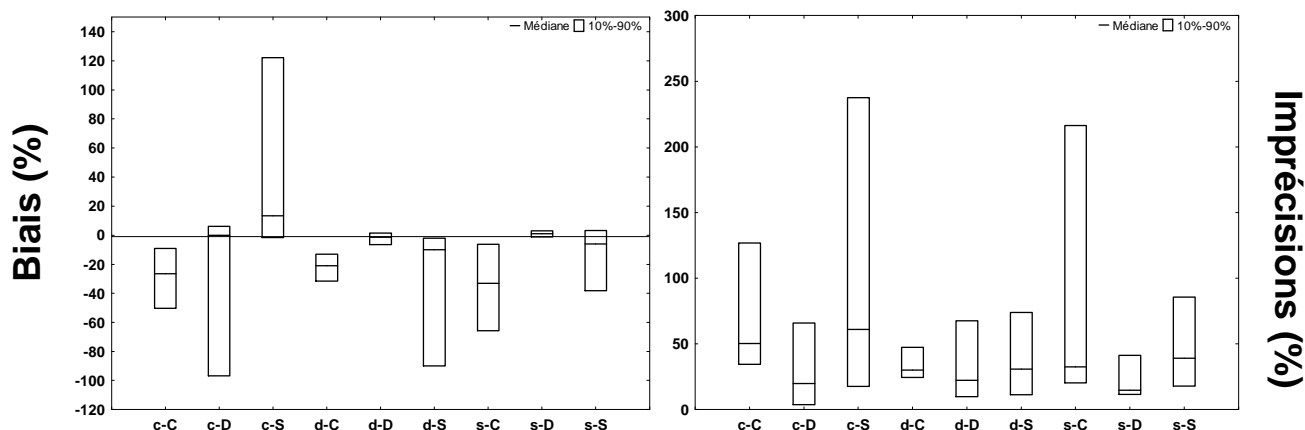


Figure 4-17 : Distribution des biais et des imprécisions de la méthode IRC pour l'ensemble des stations et des types de matériaux en fonction de la typologie C-Q (cf figure 1-10) à un intervalle d'échantillonnage mensuel.

Les types de relations C-Q rendent bien compte de la distribution des biais et des imprécisions. Les imprécisions les plus fortes apparaissent pour les types c-C, c-S et s-C. Ces erreurs générées par le mauvais ajustement à ces types doivent être compensées par la segmentation, ce que l'on observe sur la figure 4-18 avec la méthode SRC<sub>50</sub>\*.

Les types c-C et s-C voient leurs performances nettement dégradées par la segmentation et le facteur de correction. Mais seules les dispersions des biais et des imprécisions sont dégradées, car la médiane est améliorée par rapport à la méthode IRC. Cette augmentation de la dispersion est due à l'influence d'une seule station dans chaque type : la rivière Paria à Leesferry pour le type c-C et la rivière San Pedro à Charleston de type s-C. Ces deux stations génèrent des incertitudes très fortes à cause du facteur de correction (variabilité des concentrations élevée et une variance très forte) et non de la segmentation. Pour tous les autres types, les performances sont fortement améliorées ou similaires.

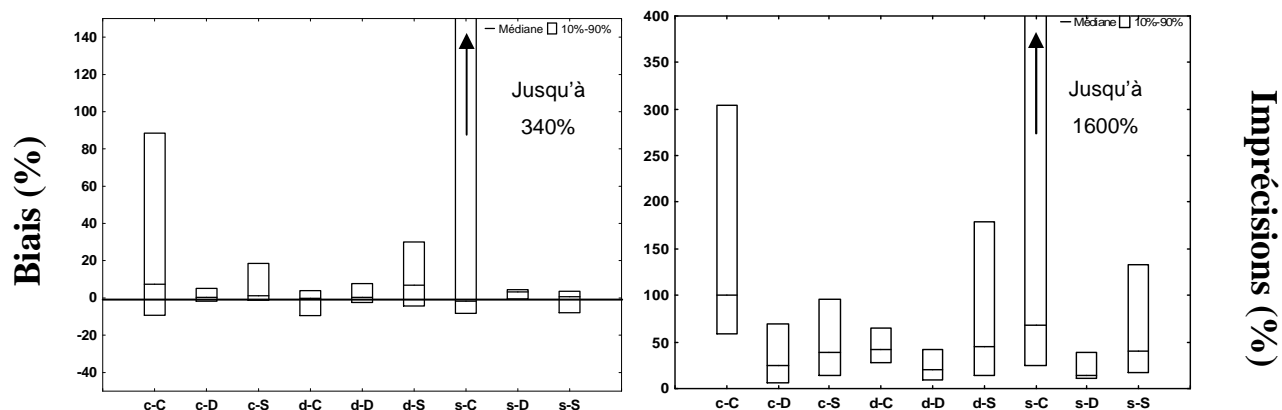


Figure 4-18: Distribution des biais et des imprécisions de la méthode SRC<sub>50</sub>\* pour l'ensemble des stations et des types de matériaux en fonction de la typologie C-Q à un intervalle d'échantillonnage mensuel.

L'impact de la segmentation est donc bénéfique sur les incertitudes quels que soient le type de la relation C-Q. **L'influence de la typologie est donc très importante lors de l'utilisation de la méthode IRC et cette influence est amoindrie par la segmentation** (Tableau 4-6).

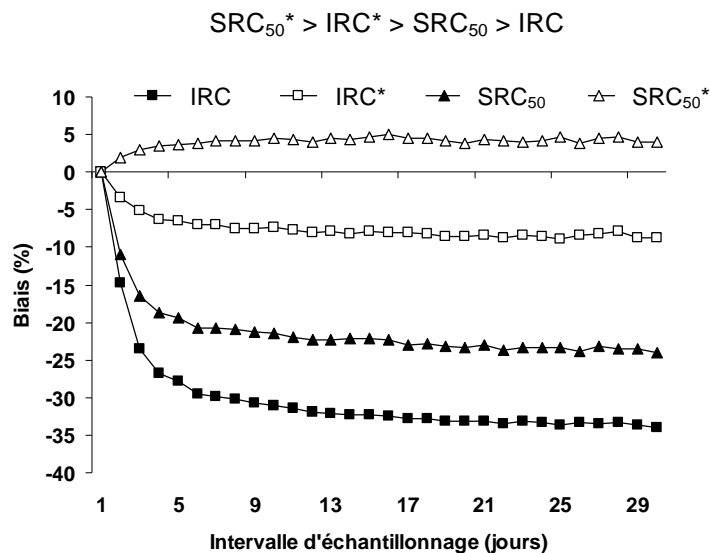
Tableau 4-6: Récapitulatif de l'influence des types de relation C-Q sur les incertitudes générées par les méthodes IRC et SRC<sub>50</sub>\*

		d-D	d-S	d-C	s-S	s-D	s-C	c-S	c-D	c-C
IRC	Biais	++	-	-	+	++	-	--	--	-
	Imprécisions	+	+	+	+	+	--	--	+	-
SRC <sub>50</sub> *	Biais	+++	+	+	++	++	+/-	+	++	+/-
	Imprécisions	+	-	+	-	+	--	+	+	-

Rappelons ici que toutes les incertitudes sont définies pour un intervalle de prélèvements mensuel. Différents intervalles ont donc été testés afin d'évaluer son impact sur les performances de ces méthodes de calculs.

#### 4.5 Influence de l'intervalle d'échantillonnage sur l'estimation des flux par les méthodes de régression (IRC, IRC\*, SRC<sub>50</sub> et SRC<sub>50</sub>\*)

Des intervalles de 3 à 30 jours ont été testés pour les quatre méthodes de régression uniquement sur les MES qui est le constituant le plus difficile à estimer. La médiane des biais interannuels (représentée sur la figure 4-19) permet d'établir un classement des méthodes de la plus performante à la moins performante:

Figure 4-19: Distribution de la médiane des biais interannuels sur l'estimation du flux annuel de MES pour les quatre méthodes (IRC, IRC\*, SRC<sub>50</sub>, SRC<sub>50</sub>\*) en fonction de l'intervalle d'échantillonnage.

L'influence de l'intervalle d'échantillonnage est importante entre 2 et 7 jours, puis les biais deviennent presque stables à l'inverse de ceux des méthodes DWC et DWC\* qui continuent à augmenter linéairement (voir chapitre 3.5). Il faut donc arriver à un intervalle inférieur à 3-5 jours pour limiter le

biais en dessous de 10%. En effet à cet intervalle, le nombre de concentrations à reconstituer par régression devient faible par rapport au nombre de données mesurées. Rappelons que les régressions sont calculées sur environ 120 valeurs (10 ans de données x 12 prélèvements par an), l'ajout de données supplémentaires n'apporte pas ou peu d'informations supplémentaires susceptibles d'améliorer la qualité de la régression.

Comme ce sont les valeurs médianes du biais interannuel de toutes les stations qui sont représentées, sur la figure 4-19, l'influence de l'échantillonnage est moyennée. Une analyse pour deux stations contrastées a donc été réalisée (Figure 4-20) : La rivière Seine à Choisy et la rivière Mad à Arcata (CA).

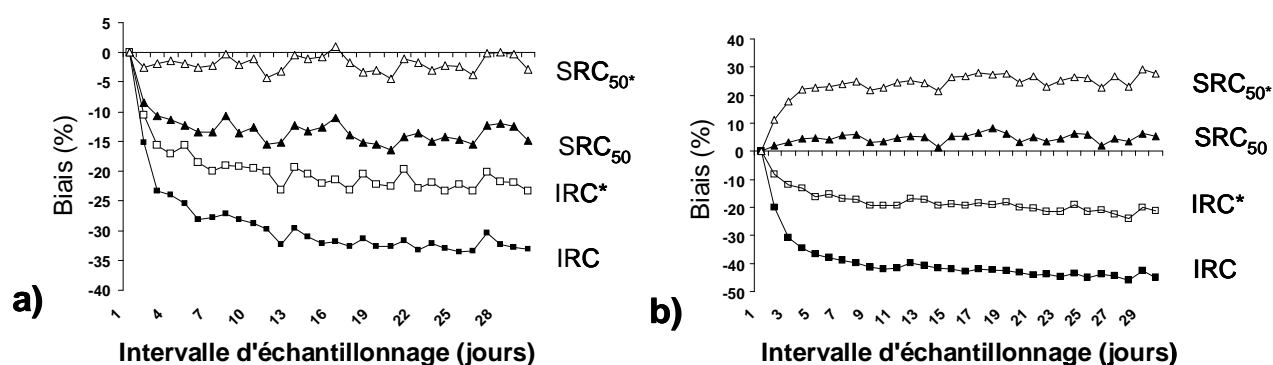


Figure 4-20: Distribution des biais interannuels sur l'estimation du flux annuel de MES pour deux stations contrastées par les méthodes de régression en fonction de l'intervalle d'échantillonnage : a) rivière Seine à Choisy, b) rivière Mad à Arcata (CA)

Plusieurs différences apparaissent entre ces deux stations. Pour la rivière Mad à Arcata (Figure 4-20 b) ayant le  $M_{2\%}$  le plus fort, la gamme de variation des biais est de -45% à +30%, alors que pour la Seine à Choisy (Figure 4-20a) elle est toujours négative et varie de -3% à -35% selon les méthodes. Les méthodes recommandables doivent donc tenir compte des caractéristiques des stations.

Que la station soit peu ou fortement variable, l'influence de l'intervalle d'échantillonnage est limitée voir nulle tant que l'on ne descend pas en dessous de 3 à 5 jours d'intervalle d'échantillonnage.

Les analyses effectuées montrent qu'il existe des conditions préférentielles d'utilisation des méthodes de régression. L'usage optimal de ces méthodes est détaillé dans la section suivante.

## 4.6 Usage optimal des méthodes de régression (IRC, IRC\*, SRC<sub>50</sub>, SRC<sub>50</sub>\*)

Les conditions d'utilisation optimales des méthodes de régression sont définies dans le tableau 4-7. On fait ici abstraction de la nature chimique du polluant pour ne retenir que sa nature statistique. Les conditions d'utilisation sont alors définies en fonction des descripteurs de variabilités hydrologique et géochimique testés précédemment à savoir le  $W_{2\%}$  et le  $b_{50sup}$ . On peut donc établir une matrice « d'intervalle d'échantillonnage acceptable », notée entre parenthèses (Tableau 4-7) pour limiter les biais ( $<\pm 10\%$ ) et les imprécisions ( $<\pm 30\%$ ) en utilisant les méthodes de régressions.

Tableau 4-7: Condition d'utilisation des méthodes de régression (IRC, IRC\*, SRC<sub>50</sub>, SRC<sub>50</sub>\*) en fonction des indicateurs de variabilité  $W_{2\%}$  et  $b_{50sup}$  (30, 15, 7, 3 = intervalle d'échantillonnage acceptable en jours).

	$b_{50sup} < -0.2$	$-0.2 < b_{50sup} < 0.2$	$0.2 < b_{50sup} < 0.8$	$0.8 < b_{50sup} < 1.4$	$b_{50sup} > 1.4$
$W_{2\%} < 10$	IRC (30) IRC* (30) SRC <sub>50</sub> (30) SRC <sub>50</sub> * (30)	IRC (30) IRC* (30) SRC <sub>50</sub> (30) SRC <sub>50</sub> * (30)	IRC* (30) SRC <sub>50</sub> * (30)	IRC* (30) SRC <sub>50</sub> * (30)	SRC <sub>50</sub> * (30)
$10 < W_{2\%} < 15$	IRC (30) IRC* (30) SRC <sub>50</sub> (30) SRC <sub>50</sub> * (30)	IRC (30) IRC* (30) SRC <sub>50</sub> (30) SRC <sub>50</sub> * (30)	IRC* (30) SRC <sub>50</sub> * (30)	IRC* (30) SRC <sub>50</sub> * (30)	SRC <sub>50</sub> * (30)
$15 < W_{2\%} < 25$	IRC (30) IRC* (30) SRC <sub>50</sub> (30) SRC <sub>50</sub> * (30)	IRC (30) IRC* (30) SRC <sub>50</sub> (30) SRC <sub>50</sub> * (30)	SRC <sub>50</sub> * (30)	IRC*, SRC <sub>50</sub> , SRC <sub>50</sub> * pour des fréquences de prélèvement de 3 jours	
$W_{2\%} > 25$	IRC (30) IRC* (30) SRC <sub>50</sub> (30) SRC <sub>50</sub> * (30)	Non documenté	Non documenté		

Deux cases du tableau 4-7 sont non documentées car il n'y avait dans la base aucune station possédant ces caractéristiques. Pour des  $b_{50sup} < 0.2$ , quelle que soit la variabilité hydrologique, toutes les méthodes sont applicables. Mais lorsque les conditions de  $W_{2\%}$  et  $b_{50sup}$  augmentent, seules les méthodes avec facteur de correction sont utilisables. Dans les cas extrêmes ( $b_{50sup} > 0.8$  et  $W_{2\%} > 15$ ), aucune méthode n'est sélectionnable sauf en descendant la fréquence d'échantillonnage à 3 jours.

Cette matrice a été construite sur la base des erreurs interannuelles, mais nous avons vu dans les sections précédentes qu'il peut exister des différences entre les erreurs annuelles et les erreurs interannuelles. La distribution des erreurs annuelles est donc représentée en fonction des deux mêmes descripteurs. Les deux méthodes les plus performantes à l'échelle interannuelle sont : IRC\* (Figure 4-21) et SRC<sub>50</sub>\* (Figure 4-22)



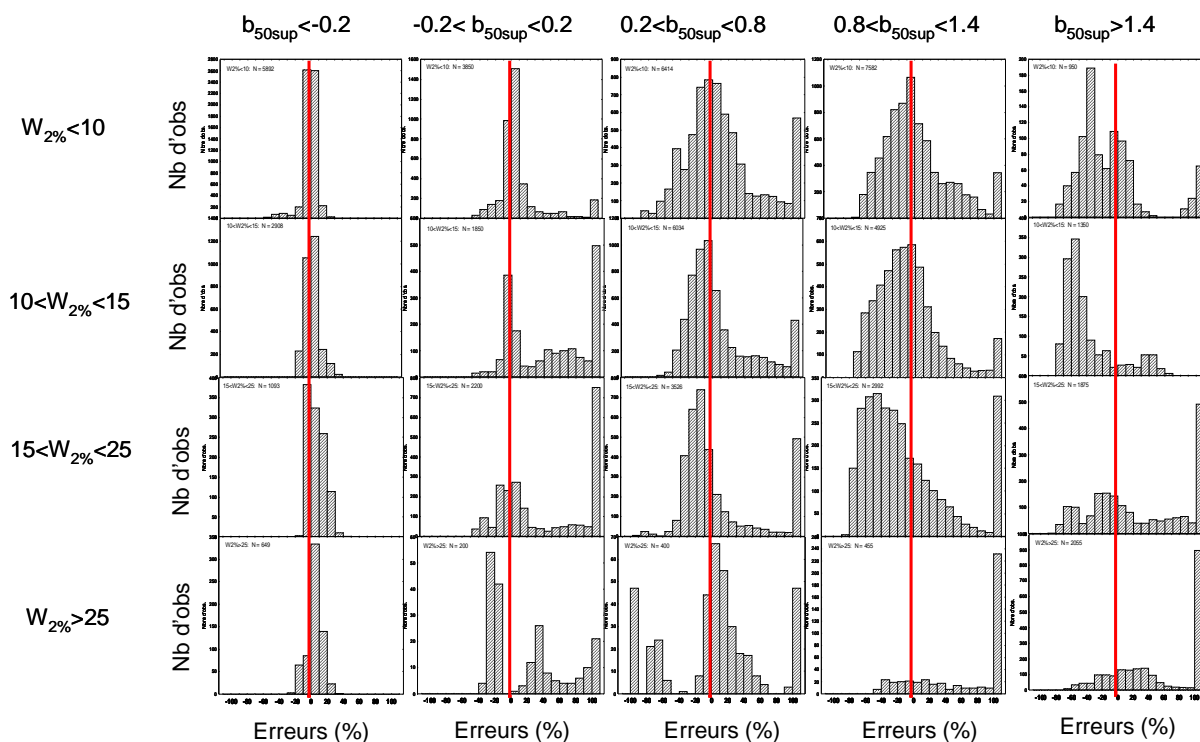


Figure 4-21: Distribution des erreurs annuelles générées par la méthode IRC\* à un intervalle d'échantillonnage mensuel en fonction des classes de  $W_{2\%}$  et  $b_{50sup}$

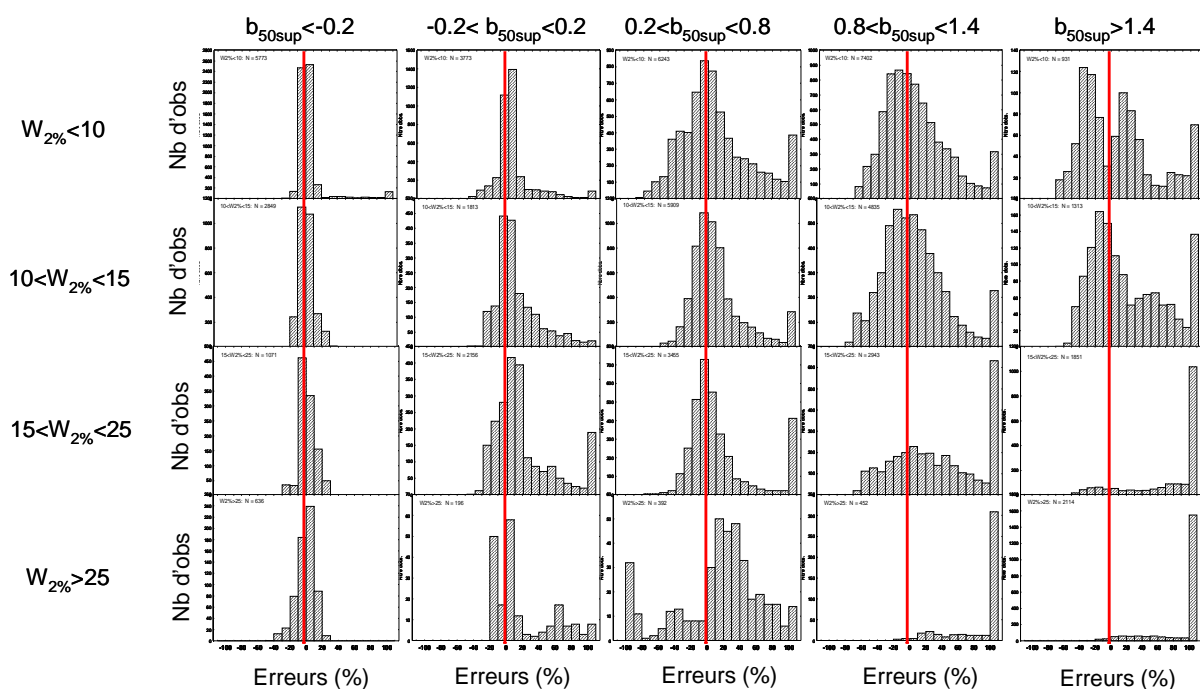


Figure 4-22: Distribution des erreurs annuelles générées par la méthode SRC<sub>50</sub>\* à un intervalle d'échantillonnage mensuel en fonction des classes de  $W_{2\%}$  et  $b_{50sup}$

Les résultats de ces tableaux confirment ceux obtenus avec les erreurs interannuelles. Pour des valeurs de  $b_{50sup} < -0.2$ , les erreurs sont souvent comprises entre -10% et 10%. L'influence du  $W_{2\%}$  sur la distribution des erreurs annuelles est très faible. Plus les valeurs de  $W_{2\%}$  et  $b_{50sup}$  augmentent, plus

la distribution a tendance à s'étaler tout en restant centrée sur 0. L'influence des deux indicateurs est maximale lorsqu'ils sont élevés,  $W_{2\%}>15$  et  $b_{50\text{sup}}>0.8$ .

Dans les conditions extrêmes, les distributions des erreurs sont très étendues, aucune de ces méthodes n'est utilisable à un intervalle mensuel. Il faut également noter que la dernière classe regroupe toutes les erreurs supérieures à 100%. Le fort effectif de cette classe est donc un artéfact et la distribution aurait tendance dans ces cas à s'étendre à des valeurs supérieures à 100%.