

**ECOLE DES MINES DE DOUAI**  
**DEPARTEMENT CHIMIE ET ENVIRONNEMENT**

Etude n° 7

**REPRESENTATIVITE SPATIALE DES  
STATIONS URBAINES**

**Esperanza PERDRIX, Benoît FOURCHE,  
Hervé PLAISANCE et André WROBLEWSKI**

Mars 2002

**SOMMAIRE**

RESUME	p. 3
INTRODUCTION	p. 5
1. Analyse de la structuration spatiale des concentrations en NO <sub>2</sub>	p. 7
1.1. Principales caractéristiques des périodes de mesure	p. 7
1.2. Incertitude des mesures	p. 11
1.3. Analyse variographique à l'aide du logiciel Variowin	p. 14
1.4. Analyse variographique à l'aide du logiciel ISATIS	p. 24
2. Représentativité spatiale des stations de mesure	p. 31
2.1. Choix des analyseurs automatiques	p. 31
2.2. Choix des intervalles de sélection et méthodologies	p. 32
2.3. Résultats	p. 33
2.3.1. Cas de la station périurbaine de Haubourdin	p. 33
2.3.2. Cas de la station périurbaine d'Armentières	p. 35
2.3.3. Cas de la station urbaine de Fives	p. 37
2.3.4. Cas de la station urbaine de Montebello	p. 39
2.4. Conclusion sur la représentativité spatiale des stations	p. 41
CONCLUSIONS	p. 44
BIBLIOGRAPHIE	p. 46
ANNEXES 1-8	

**Résumé de l'étude n°7 du rapport d'activité de l'EMD 2001**  
**Etude suivie par : Esperanza PERDRIX**  
**Tel : 03 27 71 26 15**

Ces travaux visent à étudier la spatialisation des données de la qualité de l'air à l'échelle urbaine, à travers l'étude, en particulier, de la représentativité spatiale des stations fixes de mesure de dioxyde d'azote NO<sub>2</sub>.

La méthodologie proposée repose sur la réalisation d'une cartographie des concentrations en polluant, à partir des données d'une campagne de mesure par échantillonneurs passifs (« tubes à diffusion »). Cette carte doit être la plus précise possible et, pour cela, l'utilisation d'une méthode géostatistique d'interpolation est conseillée.

On applique ensuite à la carte obtenue un intervalle de sélection, défini en fonction de la valeur moyenne de l'analyseur considéré pendant la campagne de mesure, et on examine la zone de « représentativité » de la station.

Cette méthodologie a été appliquée au cas de campagnes de mesure effectuées dans l'Arrondissement de Lille, en été 1998 et hiver 1999 (au total 7 périodes de mesure de 14 jours chacune).

Les cartes des concentrations estimées en NO<sub>2</sub> ont été réalisées, pour chacune des 7 périodes, avec le logiciel géostatistique ISATIS.

Deux types d'intervalles de sélection ont été testés : l'un défini par rapport à l'incertitude des mesures des tubes, l'autre défini par rapport à une précision souhaitée.

Quatre stations automatiques de mesure (deux périurbaines, deux urbaines de fond) ont été retenues.

Pour chaque station et pour chaque intervalle de sélection, la zone de représentativité spatiale de la station considérée a été déterminée à partir de l'intersection de cinq à sept cartes de représentativité spatiale, selon le nombre de périodes de mesure considérées.

Les zones de représentativité spatiale obtenues pour les deux stations urbaines de fond sont similaires. Elles englobent les zones à tissu urbain dense (centres-villes des principales agglomérations de la zone) et les principaux nœuds du réseau routier présentant un trafic important. Leur surface totale est estimée entre 24 et 44 km<sup>2</sup>.

Les zones de représentativité spatiale des stations périurbaines sont différentes de celles trouvées pour les stations urbaines de fond. Elles longent la périphérie des agglomérations urbaines principales. Leur surface totale est estimée entre 30 et 95 km<sup>2</sup>.

Finalement, la méthode a été appliquée aussi au cas d'une station urbaine « de centre-ville » et au cas d'une station de « proximité automobile ».

En ne retenant qu'une seule station par typologie (périurbaine, urbaine de fond, centre-ville, proximité automobile), soit quatre stations fixes au total, on peut représenter l'extension de la couverture spatiale atteinte.



# REPRESENTATIVITE SPATIALE DES STATIONS URBAINES

## INTRODUCTION

Cette étude vise à mieux cartographier les données de la qualité de l'air à l'échelle urbaine à travers l'étude, en particulier, de la représentativité spatiale de stations fixes, automatiques de mesure de dioxyde d'azote  $\text{NO}_2$ .

Nous disposons à cette fin d'un jeu de données relatif à deux campagnes de mesure du dioxyde d'azote, menées par l'AREMA-LM à l'aide de tubes à diffusion, couvrant onze périodes d'échantillonnage de 14 jours, durant l'été 1998 et l'hiver 1999 [1].

L'intérêt de ce jeu de données est multiple :

1°) Les données recueillies au cours de l'une des onze périodes (la première quinzaine du mois de mars 1999) ont déjà servi de base pour comparer différentes techniques usuelles d'interpolation spatiale. Il a été montré que le krigeage est la technique d'interpolation la mieux appropriée pour ce jeu de données. Les erreurs d'interpolation liées à l'emploi de cette technique ont été évaluées [2].

2°) Les données ont été acquises pendant une période de temps relativement longue (2 à 3 mois pour chacune des deux campagnes), permettant ainsi d'initier une étude sur les paramètres influençant la stabilité temporelle du variogramme expérimental (fonction numérique nécessaire pour procéder à l'interpolation spatiale des données par krigeage).

3°) Certaines périodes d'échantillonnage ont fait l'objet de mesures simultanées de plusieurs polluants,  $\text{NO}_2$  et  $\text{SO}_2$  [3] et  $\text{NO}_2$  et benzène [4], offrant ainsi la possibilité de tester l'effet de l'ajout d'une variable supplémentaire sur la qualité de l'interpolation par krigeage.

4°) Les 14 stations automatiques de mesure de  $\text{NO}_2$  de la zone d'échantillonnage ont fait l'objet d'une étude de leur typologie, par une méthode statistique d'analyse de données [5]. On connaît donc précisément la typologie de chaque station.

5°) La zone d'échantillonnage, s'étendant sur environ  $600 \text{ km}^2$  et comprenant les agglomérations de Lille, Roubaix, Tourcoing et Armentières (59), est très densément peuplée et compte près de 1,1 millions d'habitants. Elle est donc propice à une étude d'exposition de la population, par croisement des cartes de « pollution » et de « population ».

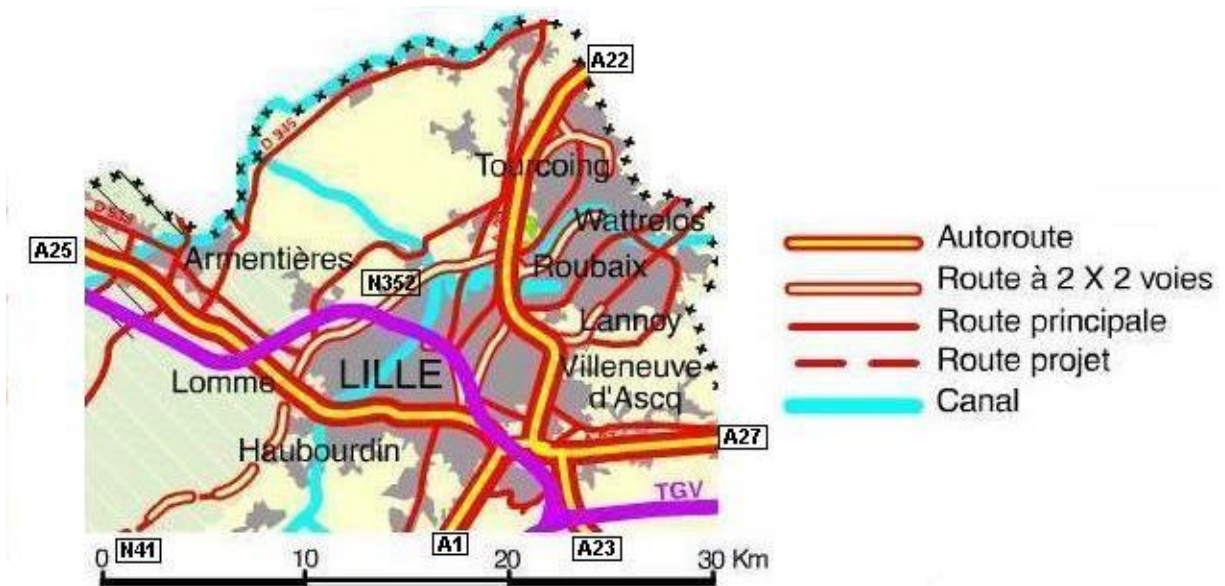


Figure 1 – Agglomérations et infrastructure routière de la zone d'étude.

L'étude se décompose en deux parties :

- 1 - Interpolation spatiale des données par krigeage.
- 2 - Identification du domaine de représentativité spatiale d'une station.

La première partie, consacrée à l'interpolation spatiale des données par krigeage, vise à établir les cartes des concentrations en  $\text{NO}_2$  pour chacune des campagnes. L'étude a été entamée avec le logiciel Variowin, en attendant de recevoir le nouveau logiciel ISATIS.

La seconde partie vise à identifier le domaine de représentativité spatiale d'une station automatique de type « urbaine », c'est-à-dire la zone à l'intérieur de laquelle les teneurs en polluant sont celles mesurées par la station. Pour cela, une méthodologie originale est mise en œuvre, à partir des données obtenues par interpolation spatiale.

## 1. Analyse de la structuration spatiale des concentrations en NO<sub>2</sub> (analyse variographique)

L'analyse variographique permet de caractériser la structure spatiale de la variable étudiée. Elle conduit au calcul et à la modélisation du variogramme expérimental, fonction mathématique traduisant le lien entre deux concentrations et dépendant de la distance entre les points de mesures. Le variogramme est utilisé dans le krigeage comme modèle mathématique pour interpoler spatialement les données. Pour effectuer cette analyse variographique, nous avons utilisé deux outils, le logiciel « freeware » Variowin d'une part, et le logiciel ISATIS d'autre part.

### 1.1. Principales caractéristiques des périodes de mesure

Les mesures ont été effectuées durant deux campagnes d'une durée d'environ trois mois chacune : une campagne estivale (été 1998) et une campagne hivernale (hiver 1999). La durée de l'échantillonnage était de quatorze jours (Tableau 1).

	N° période	Date début	Date fin
Campagne estivale	1	27 mai 1998	10 juin 1998
	2	10 juin 1998	24 juin 1998
	3	24 juin 1998	08 juillet 1998
	4	08 juillet 1998	22 juillet 1998
	5	22 juillet 1998	05 août 1998
	6	05 août 1998	19 août 1998
Campagne hivernale	7	03 décembre 1998	16 décembre 1998
	8	16 décembre 1998	06 janvier 1999
	9	06 janvier 1999	20 janvier 1999
	10	20 janvier 1999	03 février 1999
	11	03 mars 1999	17 mars 1999

Tableau 1 – Dates des campagnes de mesure.

Les deux périodes de quinze jours, comprises entre le 3 février et le 3 mars 1999, ont été invalidées [1], en raison d'une mauvaise répétabilité des mesures et d'une mauvaise corrélation entre tubes et analyseurs automatiques (problème de préparation des tubes à diffusion).

La zone d'étude, d'environ 600 km<sup>2</sup> et comprenant les agglomérations de Lille, Roubaix, Tourcoing et Armentières, a été découpée en mailles de 1 à 4 km<sup>2</sup> : maillage de 1 km<sup>2</sup> en centre-ville et de 4 km<sup>2</sup> en périphérie ou en zone rurale.

Cent soixante huit tubes d'échantillonnage passif ont été répartis sur toute la zone, à raison d'un tube par maille. Les tubes ont été préparés par la société GRADKO, placés et récupérés sur site par l'AREMA-LM, et analysés par chromatographie ionique à l'Ecole des Mines de Douai [3]. La zone d'étude comprend 13 stations automatiques de

mesure de NO<sub>2</sub> [5]. La localisation des sites de mesure a été faite à l'aide d'une carte au 1 : 40 000. Les coordonnées (Lambert II) sont connues à 50 m près.

Les caractéristiques météorologiques des périodes de mesure sont présentées dans le tableau 2.

La campagne d'été se caractérise par une dépression, de la première à la moitié de la seconde période, suivie d'un temps qui va en s'améliorant les périodes suivantes.

La campagne d'hiver se caractérise par de nombreuses gelées matinales, des jours de gel total et de nombreux jours avec une très faible amplitude thermique, oscillant autour de 0°C.

Période	Pression (mm Hg)	Temp. à 17h (°C)	Temp. mini. (°C)	Temp. maxi. (°C)	Vitesse du vent (km/h)	Pluie (mm)	Remarque
1	758,5	18,9	26,0	9,1	20	66,2	pluvieux (dépression)
2	762,5	19,2	28,9	7,2	21	55	fin de la dépression
3	761,6	19,0	25,2	9,2	21	11,8	assez sec, nuageux
4	760,2	19,9	25,1	9,2	27	30,2	vent, pluie
5	763,3	20,8	25,8	8,9	18	6,2	sec, anticyclone
6	764,3	26,2	35,0	9,4	16	1,6	sec, dégagé, canicule
7	767,3	5,5	13,5	-2,5	16	31,2	gel 48h consécutives
8	756,4	9,5	13,4	2,1	29	33,6	vent, pluie
9	757,9	6,2	12,5	-2,6	21	20,4	0°C 72h consécutives
10	768,4	6,9	18,8	-3,1	19	32,8	0°C 72h consécutives
11	759,4	10,8	15,2	0	17	12,8	arrivée anticyclone

Tableau 2 – Caractéristiques météorologiques des périodes d'échantillonnage.

Les vents sont modérés pendant toutes les périodes, avec quelques pointes sporadiques entre 40 et 60 km/h. Ils proviennent principalement du quart sud-ouest (Fig. 2).

D'après le bulletin climatique annuel de Météo France pour l'année 1998 [11], l'été 1998 (comprenant juin, juillet et août 1998) a été relativement maussade dans le Nord-Pas de Calais, avec une température moyenne voisine de la normale saisonnière, des précipitations localement excédentaires (surtout dans le département du Nord) et un ensoleillement médiocre.

Pour l'année 1999, le bulletin climatique annuel de Météo France [6] indique que l'hiver 1998-1999 (comprenant décembre 1998, janvier et février 1999) a été, dans la région Nord-Pas de Calais, relativement doux.

Cette douceur s'est manifestée surtout à la fin du mois de décembre, mais a été suivie en janvier et février de périodes contrastées, alternant des gelées sévères et des températures clémentes.

Dans le Nord de la France, la température moyenne de l'hiver a été excédentaire de 1,5°C à 2 °C par rapport à la normale. De même un excédent de précipitations de 18 jours a été enregistré dans le Nord-Pas de Calais, au détriment du nombre de jours avec gel, déficitaire de 15 jours.





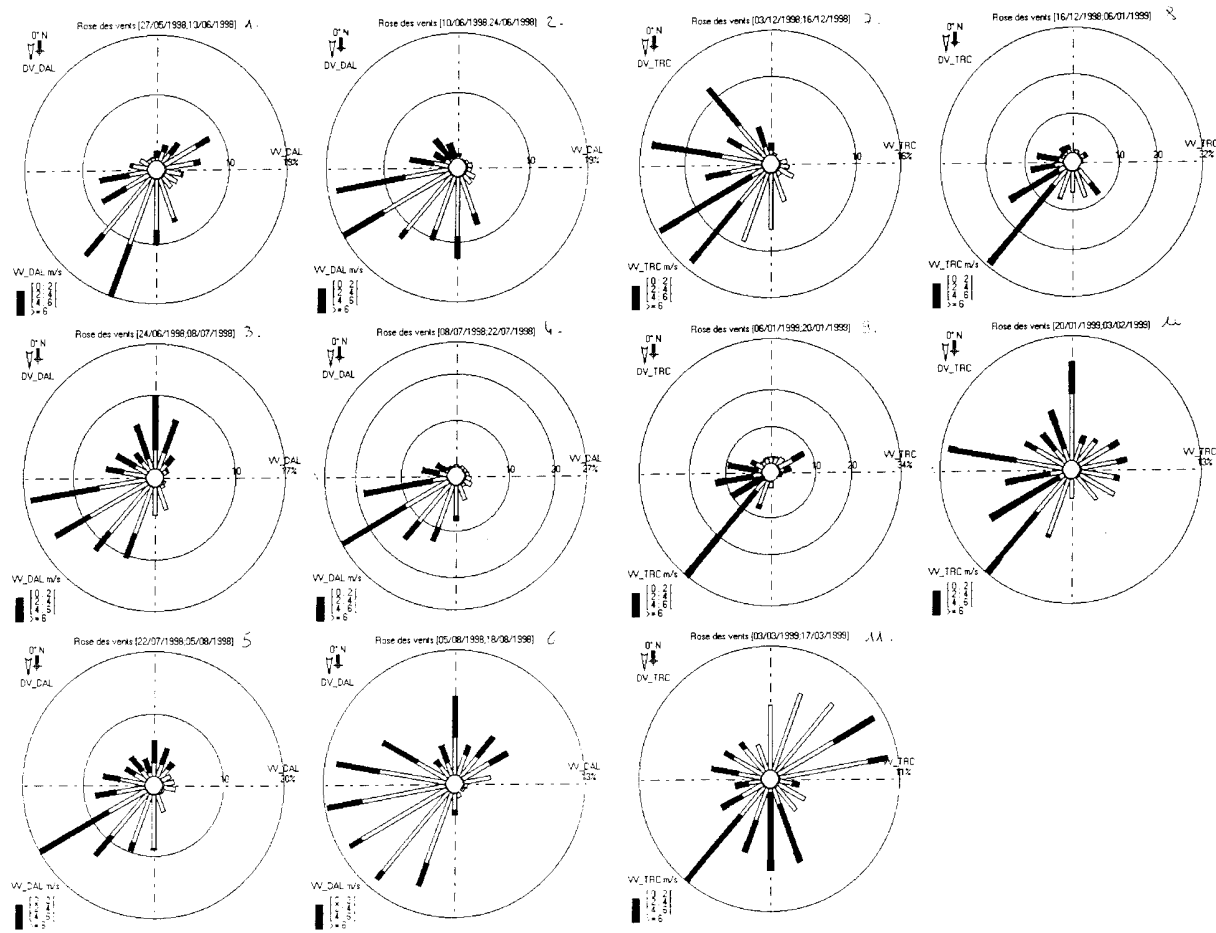


Figure 2 – Roses des vents des périodes de mesure [1].

Les teneurs en NO<sub>2</sub> et la charge de trafic des périodes considérées sont données au tableau 3.

La moyenne des concentrations en NO<sub>2</sub> des tubes est semblable à celle des analyseurs (écart maximal de 8 µg/m<sup>3</sup> pour la période n°9), mais toujours inférieure ou égale. La moyenne des périodes estivales est de 24 µg/m<sup>3</sup> pour les analyseurs et de 20 µg/m<sup>3</sup> pour les tubes. La moyenne des périodes hivernales est de 39 µg/m<sup>3</sup> pour les analyseurs et de 36 µg/m<sup>3</sup> pour les tubes. Ces valeurs hivernales sont proches de la valeur limite de 40 µg/m<sup>3</sup> en moyenne annuelle, qui devrait entrer en vigueur en 2005.

L'indice de débit de trafic routier de la Communauté Urbaine De Lille (CUDL) est la moyenne des indices journaliers de débit de véhicules, comptabilisés par une vingtaine de stations réparties sur les principaux axes de la métropole lilloise. Cet indice est exprimé en pourcentage par rapport à l'indice le plus élevé observé. D'après une étude du CITEPA de 1997, les émissions d'oxydes d'azote sur l'arrondissement de Lille proviennent à 73% des transports. On constate que l'indice de débit CUDL diminue sensiblement pendant les périodes de vacances scolaires, entraînant une baisse de la concentration moyenne en NO<sub>2</sub>. Mais ce n'est pas toujours le cas, comme pour la période n°6, pour laquelle la charge de trafic est la plus faible de toutes tandis que la concentration moyenne en NO<sub>2</sub> est assez élevée.

Période	Concentration des tubes (µg/m <sup>3</sup> )	Concentration des analyseurs (µg/m <sup>3</sup> )	Indice de débit CUDL (%)	Remarques
1	27	29	100	week-end Pentecôte (4 jours)
2	18	24	98,5	
3	19	23	96,7	début des vacances d'été
4	17	19	83,7	vacances d'été
5	17	23	77,5	vacances d'été
6	21	25	66,4	vacances d'été
7	39	39	97,3	
8	32	32	88,0	vacances de Noël
9	30	38	96,3	
10	37	42	95,7	
11	43	42	100	

Tableau 3 - Teneurs en NO<sub>2</sub> et charge de trafic des périodes de mesure.

## 1.2. Incertitude des mesures

La limite de détection des échantillonneurs a été évaluée à  $LD = 2,3 \mu\text{g}/\text{m}^3$  (analyse par chromatographie ionique) [3].

La préparation des échantillonneurs est satisfaisante puisque tous les « blancs » (échantillonneurs placés sur site mais gardés fermés) testés présentent des teneurs inférieures à la limite de détection.

Pour tester la fidélité de la méthode, des doublets d'échantillonneurs ont été placés côte-à-côte, sur six sites différents répartis sur toute la zone, durant la campagne hivernale. Les tubes dupliqués donnent des teneurs semblables, l'écart relatif entre les mesures (concentrations exprimées en  $\mu\text{g}/\text{m}^3$ ) variant de 3,7 à 7,3%, avec une moyenne de 5,7% (tableau 4).

Période n°	7	8	9	10	11	Moyenne (5 périodes)
Moyenne (6 sites)	4,9%	6,1%	6,7%	7,3%	3,7%	5,7%

Tableau 4 – Ecart relatif moyen entre les teneurs données par deux tubes dupliqués.

Pour l'ensemble de la période hivernale, il a été trouvé que les valeurs des doublets de tubes sont semblables à  $\pm 6,2 \mu\text{g}/\text{m}^3$  près (Fig. 3).

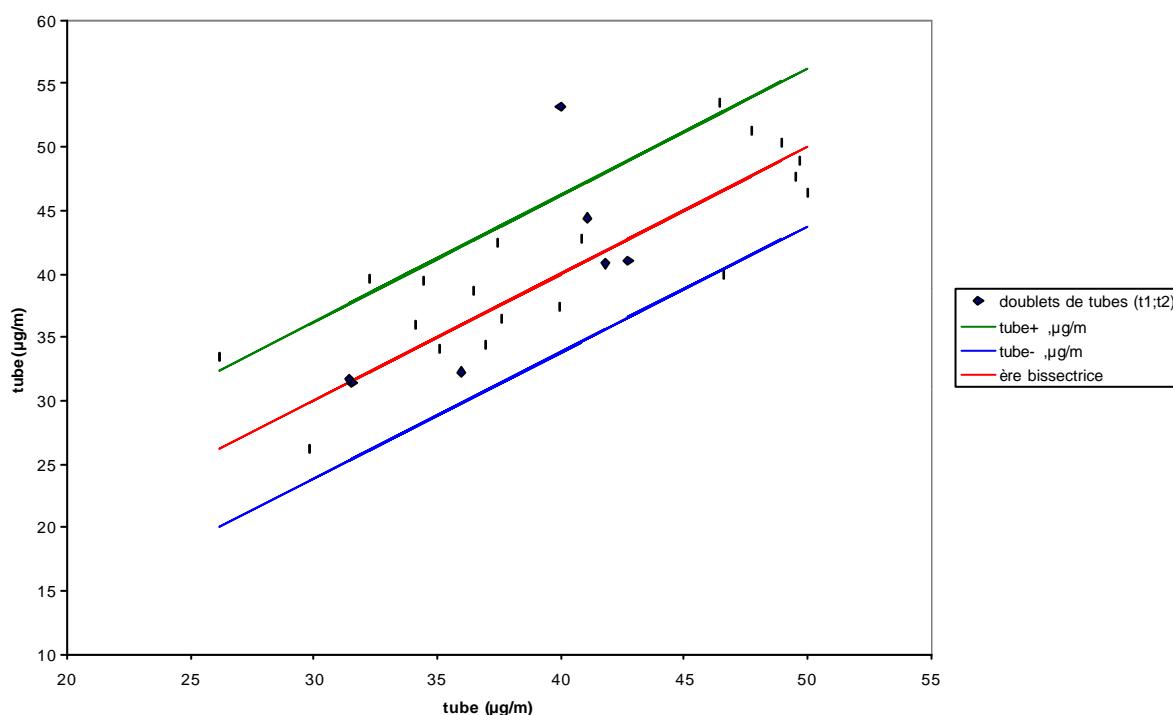


Figure 3 – Comparaison des doublets de tubes pour les campagnes d'été et d'hiver. Deux tubes placés au même endroit donnent la même teneur en  $\text{NO}_2$  à plus ou moins  $6,2 \mu\text{g}/\text{m}^3$  près, pour un intervalle de concentration compris entre 25 et  $50 \mu\text{g}/\text{m}^3$ .

Pour tester la justesse de la méthode, des échantillonneurs ont été placés à côté de six stations automatiques (méthode de référence), durant les campagnes estivale et hivernale. Le tableau 5 présente les écarts entre les valeurs des échantillonneurs et les valeurs des stations automatiques, exprimés en  $\mu\text{g}/\text{m}^3$ .

N° période	station A	Station H	station MA	station FA	station FI	station MO	Moyenne stations
1	3	-	-	-5	-6	-	-3
2	-1	5	-	-2	-4	-	-1
3	0	2	-	1	-3	1	0
4	-4	3	-	-8	3	0	-1
5	-4	0	-2	-4	-2	-7	-3
6	-	0	-1	-2	-12	-2	-2
Moyenne été	-1	2	-1	-3	-4	-2	-2
7	3	10	4	-	-7	1	+2
8	4	16	3	0	-3	-	+4
<b>9</b>	<b>-18</b>	<b>-</b>	<b>-8</b>	<b>-8</b>	<b>-22</b>	<b>-25</b>	<b>-16</b>
10	-11	-7	4	7	-3	-24	-6
11	-6	4	0	21	6	17	+7
Moyenne hiver	-6	6	1	5	-6	-8	-2

Tableau 5 – Ecart entre la valeur d'un analyseur et la valeur d'un tube placé à côté, exprimés en  $\mu\text{g}/\text{m}^3$ , pour les onze périodes.

Pour la campagne d'été, les écarts sont compris entre  $-12$  et  $+5 \mu\text{g}/\text{m}^3$ , avec une moyenne de  $-2 \mu\text{g}/\text{m}^3$ . Pour la campagne d'hiver, les écarts sont plus importants, variant de  $-25$  à  $+21 \mu\text{g}/\text{m}^3$ , avec une moyenne de  $-2 \mu\text{g}/\text{m}^3$ , égale à la moyenne estivale. La période n°9, en particulier, montre les écarts les plus élevés.

Afin de caractériser plus précisément la relation entre les valeurs des tubes et celles des analyseurs, nous avons mélangé les couples de mesures « (analyseur ; tube) » relatifs aux périodes d'été et d'hiver. Nous obtenons ainsi (en ne prenant pas en compte la période n°9 qui sera écartée par la suite), plus d'une quarantaine de données. Le domaine de concentrations étudié s'étend de  $10$  à  $55 \mu\text{g}/\text{m}^3$ .

Nous trouvons que les valeurs des tubes sont corrélées linéairement aux valeurs des analyseurs (Fig. 4). L'équation de la droite de corrélation est :

$$\text{Tube} = (0,9702 \pm 0,1042) * \text{Analyseur} + (0,2107 \pm 3,3760) \text{ avec } r=0,94.$$

En traçant les valeurs des tubes « corrigées » en fonction des valeurs des analyseurs, on observe une incertitude de  $\pm 8,54 \mu\text{g}/\text{m}^3$ , qui peut être considérée comme indépendante de la valeur de la concentration de l'analyseur (Fig. 5).

Compte-tenu de la pente très proche de 1 de la droite de régression linéaire entre les valeurs des tubes et celles des analyseurs, on considérera par la suite que la valeur donnée par un tube n'est pas significativement différente de celle donnée par un analyseur si elle est comprise dans l'intervalle défini par la valeur de l'analyseur  $\pm 8,54 \mu\text{g}/\text{m}^3$  :

$$\text{Si } \text{Analyseur} - 8,54 \mu\text{g}/\text{m}^3 \leq \text{Tube} \leq \text{Analyseur} + 8,54 \mu\text{g}/\text{m}^3$$

alors Tube  $\approx$  Analyseur

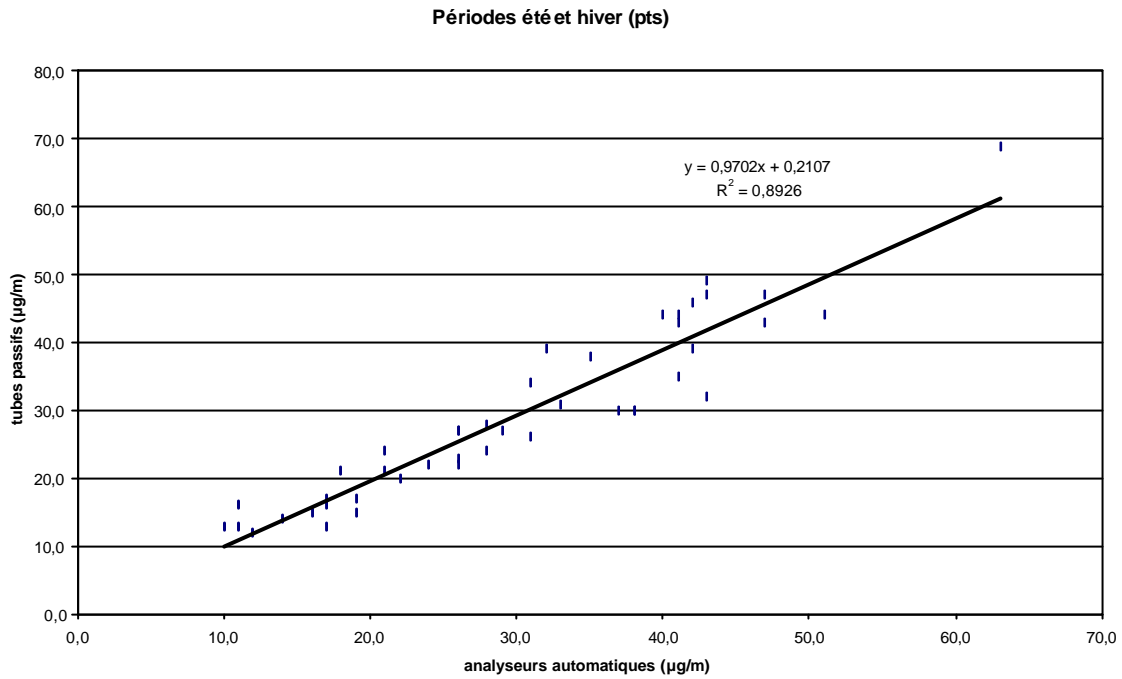


Figure 4 – Relation linéaire entre les valeurs des tubes et celles des analyseurs.

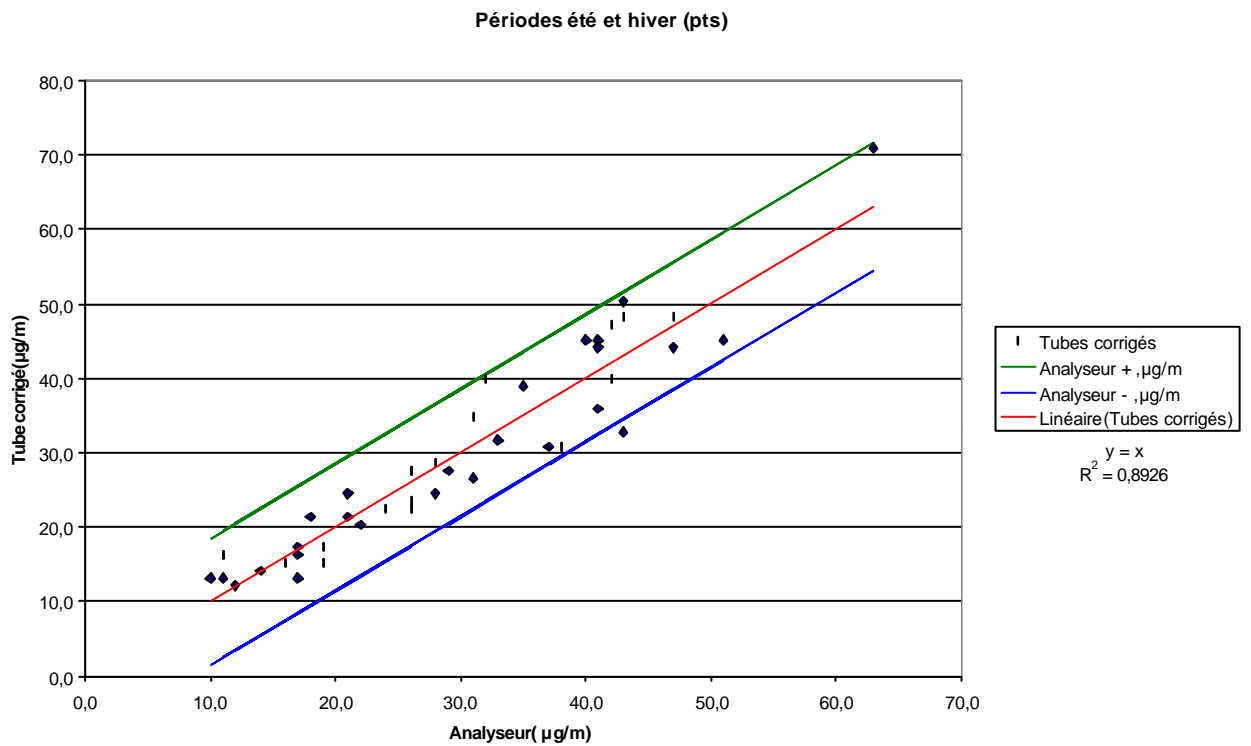


Figure 5 – Mise en évidence d'une incertitude de mesure constante entre les valeurs des tubes et celles des analyseurs.

### 1.3. Analyse variographique à l'aide du logiciel Variowin

Nous avons utilisé le logiciel VARIOWIN [7] version 2.0 . Ce logiciel permet de modéliser le variogramme expérimental. La modélisation implique le choix d'un modèle, l'ajustement d'une anisotropie éventuelle et de trois paramètres principaux : pépite (nugget), portée (range) et palier (sill).

Afin de pouvoir analyser l'évolution des paramètres des modèles en fonction des onze périodes d'échantillonnage, et en particulier en fonction des conditions météorologiques, des structures uniques de variogramme ont été utilisés.

Les trois structures de variogramme, testées indépendamment les unes des autres, sont : les structures sphérique, gaussienne et exponentielle, additionnées d'un effet pépite éventuel.

Les résultats des modélisations figurent au tableau 6.

L'ajustement d'un modèle au variogramme expérimental est mesuré par le « fit factor » (facteur d'ajustement). Plus le « fit factor » est petit, meilleur est l'ajustement.

Les allures des variogrammes modélisés sont présentées dans les figures 6 à 8. On note que la période d'échantillonnage n°10 conduit à des allures de variogrammes différentes des autres.

Sphérique											
Période	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Pépite	1,8	0,52	1,38	1,56	1,53927	1,5	2,48	3,08	3,3	9,5	10,01
Portée	56	76	58,906	96	72	52	64	72	56	192	72
Palier	27,9	23,92	43,24	25,22	18,9193	28,2	54,56	39,6	64,02	37,5	70,84
Fit Factor	1,11E-02	1,97E-03	1,87E-02	5,04E-03	1,59E-02	1,09E-02	3,98E-02	4,97E-03	3,07E-03	1,50E-02	3,61E-03

Exponentiel											
Période	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Pépite	1,199	0,78	5,98	1,82	2,41927	1,8	2,47793	7,48	1,98	9	6,16
Portée	56	104	76	124	136	52	160	120	60	272	88
Palier	28,5	24,18	39,1	25,5207	19,1393	27,9	60,76	36,52	65,34	41	75,46
Fit Factor	1,14E-02	1,66E-03	1,80E-02	9,50E-03	9,91E-03	1,11E-02	2,82E-02	1,50E-03	3,29E-03	6,27E-03	3,38E-03

Gaussien											
Période	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Pépite	0,299	2,08	0	5,98	0	1,5	3,9792.10-2	2,64	2,64	9,5	6,15743
Portée	44	64	48	80	56	44	52	56	48	168	56
Palier	29,399	22,6191	44,6185	20,8	20,46	28,2	56,42	40,04	64,68	38,5	74,6874
Fit Factor	1,13E-02	2,00E-03	1,87E-02	5,16E-03	1,59E-02	1,09E-02	3,98E-02	5,07E-03	2,95E-03	2,96E-02	3,64E-03

Tableau 6 – Valeurs des paramètres des modèles de variogramme pour chacune des onze périodes d'échantillonnage, déterminés à l'aide de Variowin 2.0 . L'effet pépite et le palier sont exprimés en  $[\mu\text{g}/\text{m}^3]^2$  . La portée est exprimée en unité de distance (1 unité de distance = 33 m).



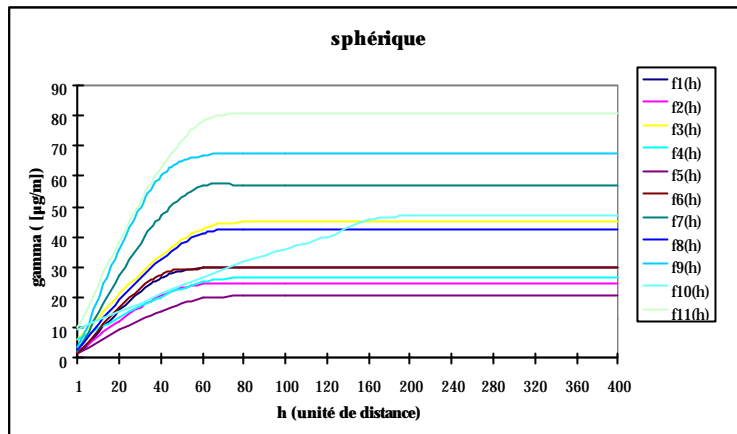


Figure 6 – Variogrammes sphériques (1 unité de distance = 33 m).

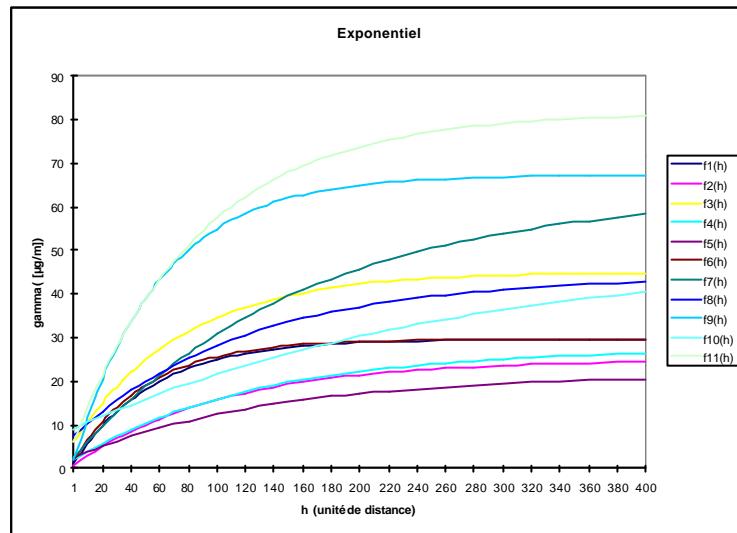


Figure 7 – Variogrammes exponentiels (1 unité de distance = 33 m).

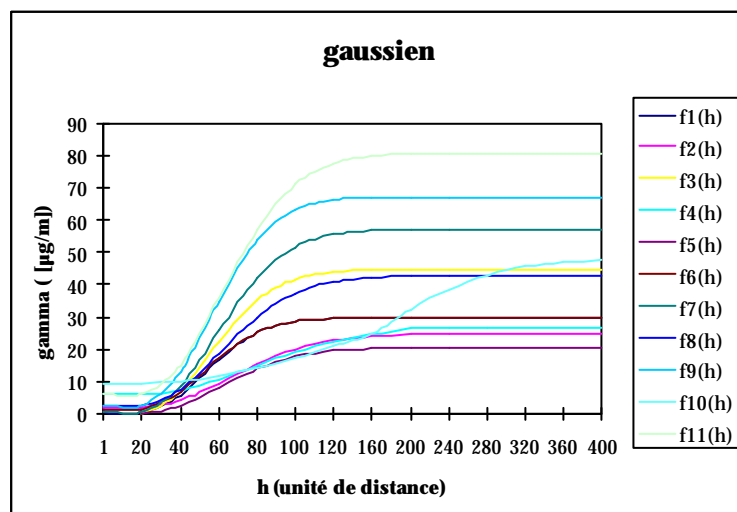


Figure 8 – Variogrammes gaussiens (1 unité de distance = 33m).

### Effet pépite

L'effet pépite est l'écart (au carré) entre deux valeurs de la variable lorsque la distance tend vers zéro. En première approximation, il peut être considéré comme proche de l'incertitude des mesures. Pour la modélisation, on cherche généralement à avoir un effet pépite assez faible.

Les variations de l'effet pépite suivant les périodes d'échantillonnage sont présentées dans les figures 9 à 11, selon le modèle de variogramme utilisé.

On constate que la variation de l'effet pépite est plus monotone pour le modèle sphérique. On remarque aussi que l'effet pépite est plus élevé pour les périodes hivernales 10 et 11, quel que soit le modèle.

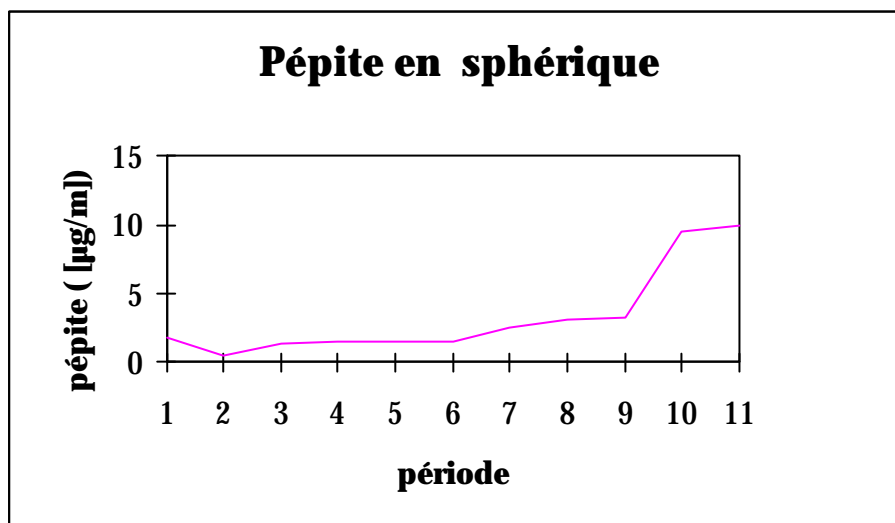


Figure 9 – Evolution de l'effet pépite (sphérique).

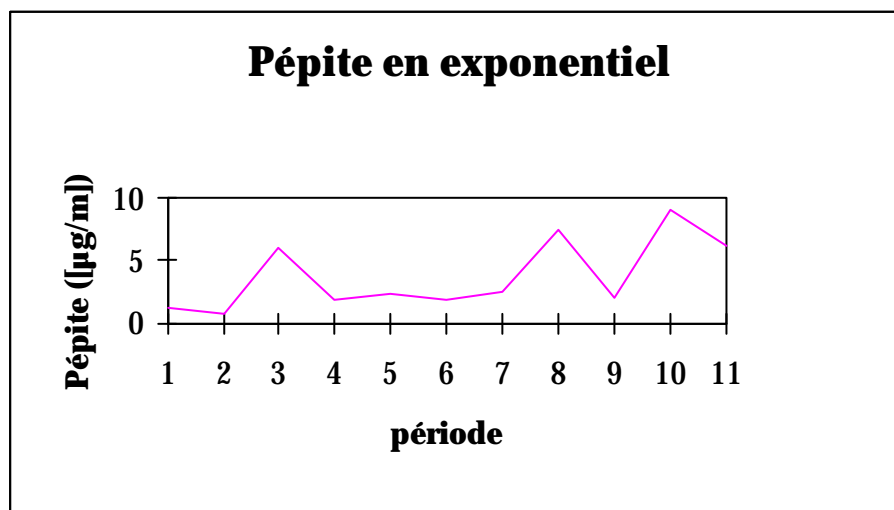


Figure 10 – Evolution de l'effet pépite (exponentiel).

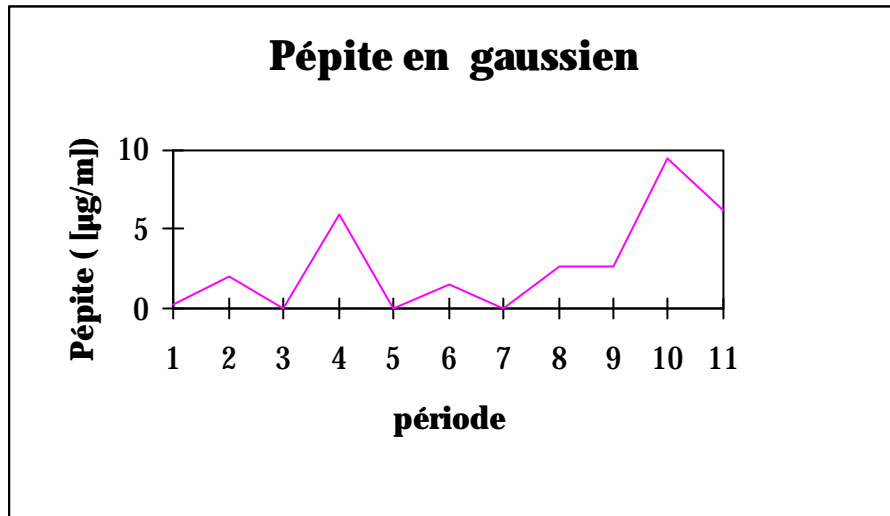


Figure 11 – Evolution de l'effet pépite (gaussien)

Afin de vérifier si l'effet pépite est bien dû en majorité à l'incertitude des mesures par échantillonnage passif, on peut examiner la corrélation éventuelle entre l'effet pépite et la moyenne des carrés des écarts entre deux tubes placés côte-à-côte.

La moyenne des carrés des écarts des doublets a donc été calculée pour chacune des périodes d'échantillonnage hivernales, exceptée la période n°10 qui se distingue des autres de part l'allure de son variogramme modélisé. Les moyennes sont calculées pour 5 à 6 doublets.

On constate qu'il semble exister une corrélation linéaire entre la valeur de l'effet pépite et la moyenne des carrés des écarts entre deux tubes, tant pour le modèle gaussien que le modèle sphérique (figures 12 et 13). Pour le modèle exponentiel, une telle corrélation n'a pas pu être mise en évidence.

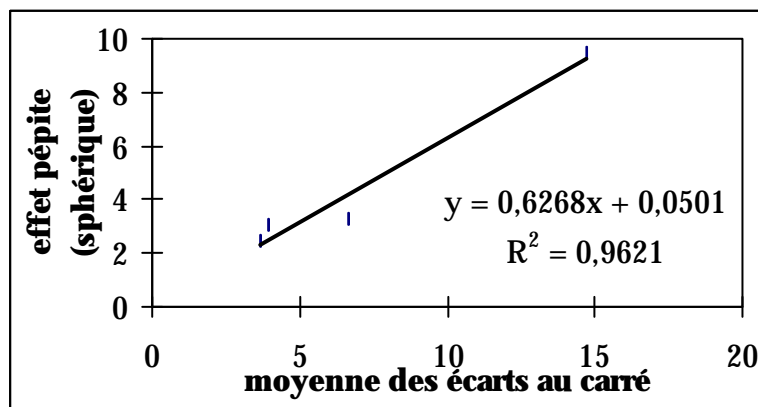


Figure 12 – Corrélation entre l'effet pépite (sphérique) et l'incertitude de mesure (abscisse et ordonnée sont exprimées en  $[\mu\text{g}/\text{m}^3]^2$ ).

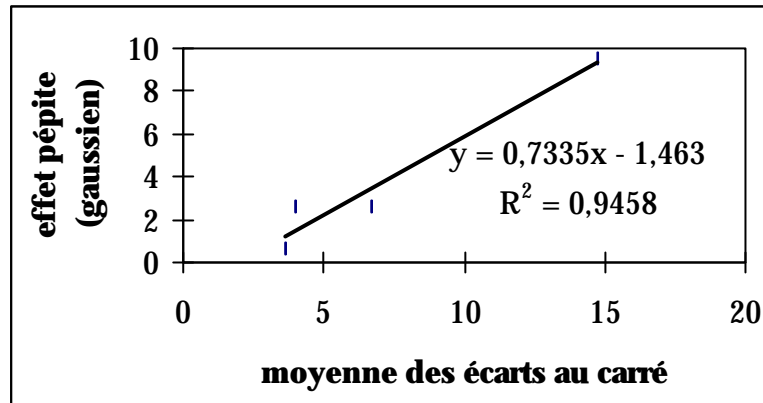


Figure 13 – Corrélation entre l'effet pépite (gaussien) et l'incertitude de mesure (abscisse et ordonnée sont exprimées en  $[\mu\text{g}/\text{m}^3]^2$ ).

### Le palier

Le palier est la valeur atteinte par le variogramme au-delà de la portée. La figure 14 montre les variations du palier en fonction des périodes d'échantillonnage, pour le modèle sphérique (variations identiques pour les autres modèles). Le palier augmente pour les périodes hivernales (7 à 11).

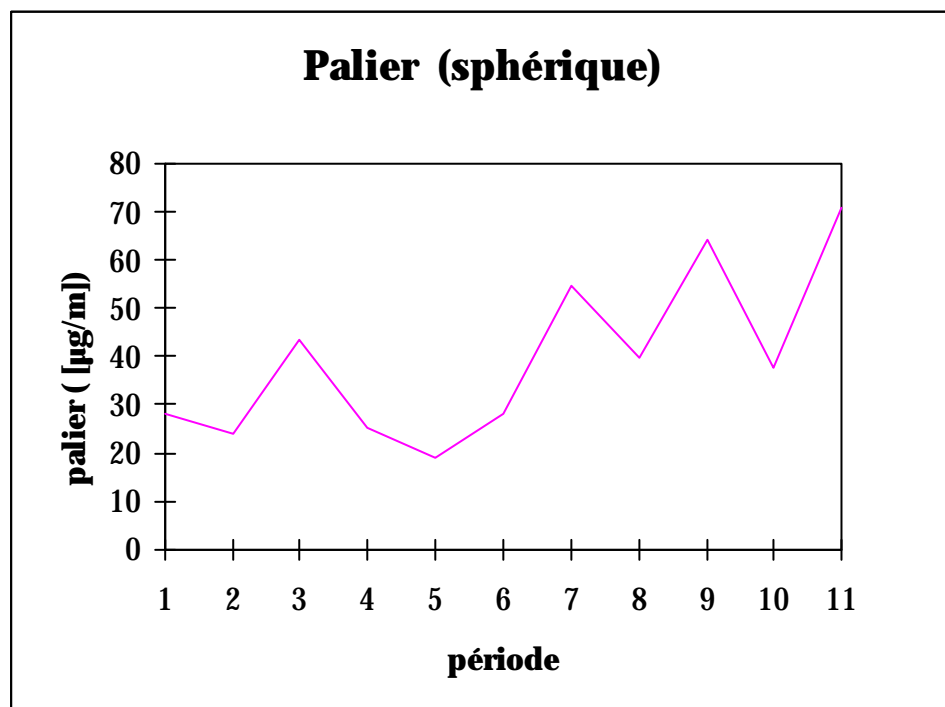


Figure 14 – Evolution du palier en fonction des périodes d'échantillonnage.

On peut montrer que la valeur du palier dépend de la valeur de la concentration moyenne en  $\text{NO}_2$  de la période considérée : plus la concentration est élevée, plus le palier sera élevé (figure 15).

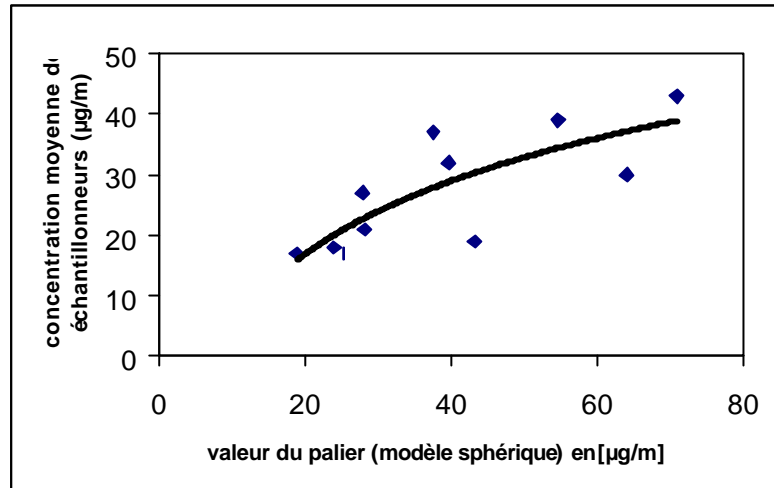


Figure 15 – Evolution du palier en fonction de la teneur en dioxyde d'azote.

On peut également montrer que la valeur du palier dépend aussi de la température moyenne de la période considérée : plus la température est basse, plus le palier est élevé (figure 16). Cette relation traduit le fait que les concentrations hivernales sont plus élevées que les concentrations estivales, ce qui s'explique entre autres par les conditions atmosphériques peu propices à la dispersion des polluants en hiver (situation anticyclonique) et par le chauffage comme source supplémentaire.

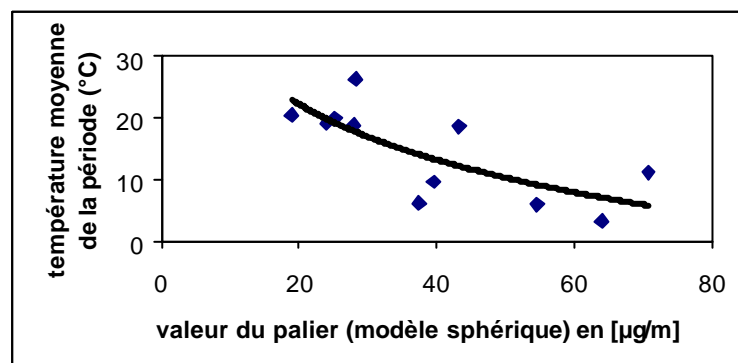


Figure 16 – Evolution du palier en fonction de la température de l'air.

### La portée

La portée représente la distance au-delà de laquelle deux mesures deviennent indépendantes l'une de l'autre.

L'évolution des portées en fonction des périodes d'échantillonnage est représentée dans les figures 17 à 19.

On remarque que la période d'échantillonnage n°10 a une portée largement supérieure aux autres périodes.

Pour les trois modèles, la portée la plus faible est d'environ 50 unités de distance, ce qui correspond à 1650 m (1 unité de distance = 33 m).

Pour les modèles sphérique et gaussien, la portée la plus grande est d'environ 3,3 km. Le modèle exponentiel, avec une portée de 5 km, se distingue des deux autres.

L'ordre de grandeur de ces distances semble cohérent. En effet, la portée la plus faible (1,65 km) semble correspondre au rayon du cercle dans lequel s'inscrit le centre-ville de Lille. De même, la portée la plus grande (3,3 km) correspond au rayon du cercle qui comprend la ville de Lille, bordée par son boulevard périphérique (figure 20).

Au-delà de la ville de Lille, on se retrouve dans des zones à caractère plutôt rural. Il semble donc probable que deux mesures, éloignées d'une distance supérieure à 3,3 km, ne se ressemblent pas, puisque l'une des mesures correspondrait à des teneurs typiques d'un milieu « urbain » alors que l'autre correspondrait plutôt à des teneurs rencontrées en milieu « rural ».

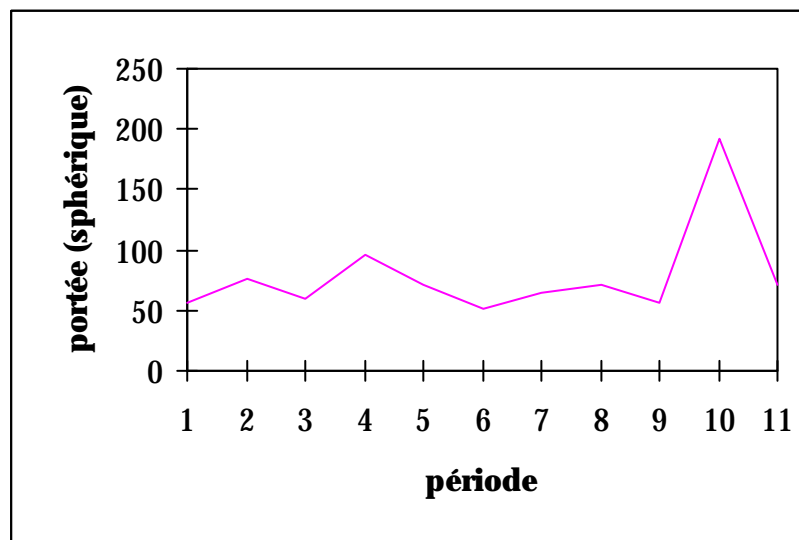


Figure 17 – Evolution de la portée (sphérique).  
La portée est exprimée en unité de distance (1 unité de distance = 33 m)

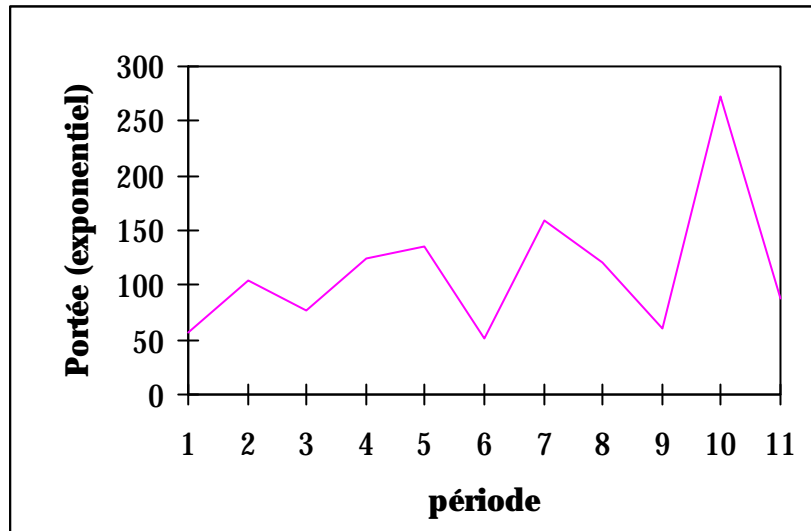


Figure 18 – Evolution de la portée (exponentiel)  
La portée est exprimée en unité de distance (1 unité de distance = 33 m)

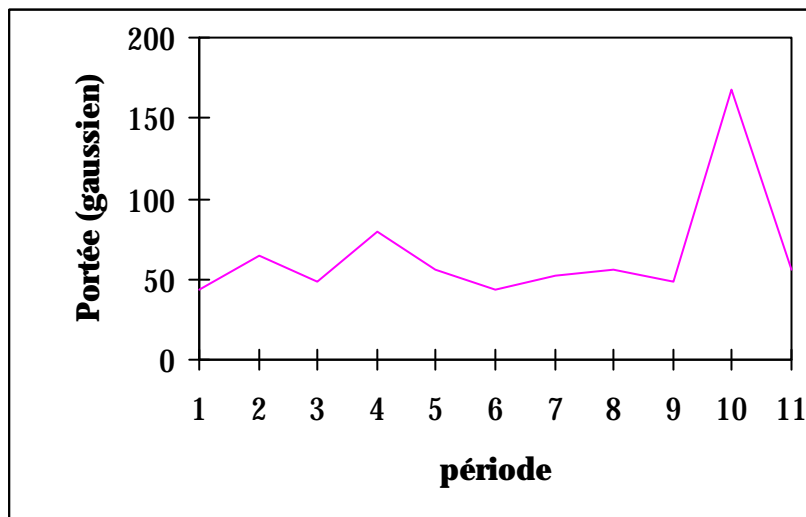


Figure 19 – Evolution de la portée (gaussien).  
La portée est exprimée en unité de distance (1 unité de distance = 33 m)



Figure 20 – La ville de Lille bordée par son boulevard périphérique.





### *Conclusion sur l'analyse variographique avec le logiciel Variowin*

Sans accorder trop d'importance aux valeurs quantitatives des paramètres (affinés ultérieurement avec le logiciel ISATIS), cette analyse montre que les modèles de variogrammes peuvent différer considérablement d'une période à l'autre.

Certains facteurs, tels que la concentration moyenne en NO<sub>2</sub> ou la température moyenne de la période, semblent influencer certains paramètres des modèles de variogramme, tels que le palier. Toutefois, d'autres paramètres, tels que la portée, semblent beaucoup plus difficiles à prévoir. Les données des tubes apparaissent donc « indispensables » à la réalisation des cartes.

### *Choix des périodes de mesure à prendre en compte pour l'étude de la représentativité spatiale des analyseurs*

La période n°8, comprise entre le 16 décembre 1998 et le 6 janvier 1999, a une durée totale de 21 jours. Or, les tubes passifs ne sont validés que pour des durées d'échantillonnage de 14 jours. La conservation du milieu absorbant des tubes n'étant pas établie pour une durée d'exposition aussi longue, nous avons préféré écarter cette campagne.

Nous avons dû aussi écarter la période n°9, comprise entre le 6 et le 20 janvier 1999, en raison d'une sous-estimation patente des mesures des tubes par comparaison avec celles données par les analyseurs automatiques (la mesure d'un tube placé à côté d'un analyseur automatique étant égale, en moyenne, à la moitié de celle de l'analyseur). Les causes de ce dysfonctionnement des tubes peuvent être multiples, mais les faibles températures de la période doivent certainement y contribuer.

La période n°10 bien que « suspecte » (voir par exemple la mauvaise répétabilité des doublets de tubes pour cette période) a été conservée, ceci afin de ne pas trop réduire le nombre de périodes hivernales par rapport aux périodes estivales.

Quant à la campagne n°11, bien que de « bonne qualité », elle n'a pas été traitée dans la suite de l'étude. En effet, le système d'acquisition des données des analyseurs a connu une panne d'une durée de 5 jours au cours de cette période. En conséquence, les données des tubes intègrent 14 jours de mesure alors que la moyenne des analyseurs ne peut être calculée que sur 9 jours seulement. En outre, les valeurs des analyseurs le jour précédant le début de la panne et le jour suivant la fin de la panne sont très différentes. Pour certains analyseurs automatiques, les valeurs ont triplé ou quadruplé pendant la panne.

Finalement, les périodes prises en compte pour la suite de cette étude sont : les six périodes estivales (n° 1 à 6) et les périodes hivernales n°7 et 10.

## 1.4. Analyse variographique à l'aide du logiciel ISATIS

L'analyse variographique des huit périodes de mesure sélectionnées s'est déroulée suivant un plan similaire pour toutes les périodes :

- a) recherche des données « atypiques », trop élevées ou trop faibles par rapport au reste de la distribution des données ;
- b) étude et modélisation du variogramme expérimental ;
- c) choix d'un voisinage ;
- d) calcul des valeurs estimées et évaluation de la qualité de l'estimation.

Les différentes étapes ont été répétées autant de fois que nécessaire pour obtenir un résultat satisfaisant.

### *Données atypiques*

La recherche des données atypiques est facilitée par la visualisation de la carte d'implantation des données, de l'histogramme des concentrations et de la nuée variographique. Ces données atypiques peuvent avoir plusieurs origines. Dans cette étude, nous avons essayé d'écartier les mesures qui semblaient refléter une pollution de proximité (valeurs très fortes) ou, au contraire, des niveaux de pollution beaucoup trop faibles, de type rural (afin d'éviter de mélanger des populations de données différentes).

La carte d'implantation des données, tracée avec des symboles proportionnels à la concentration, permet de repérer aisément des couples de points engendrant une variance trop élevée (par exemple, une valeur forte entourée de valeurs faibles).

L'histogramme des concentrations permet de visualiser les données qui s'écartent beaucoup du reste de la population.

La nuée variographique, quant à elle, permet de repérer les couples de points « suspects » engendrant une variance élevée à courte distance, ou générant une « bande » de variance élevée, au-dessus du reste de la nuée.

Pour chacune des périodes, le nombre de mesures jugées aberrantes n'a jamais excédé 4, pour un nombre total de mesures dépassant la centaine (Tableau 7).

En effet, nous avons déjà écarté, préalablement à l'étude, les sites de mesure de proximité (environ 8 sites sur 165), en repérant les concentrations très élevées et en confirmant le « diagnostic » par une visite sur le terrain. Ces 8 sites de proximité ont été ôtés du jeu de données initial, puisque le but visé par les campagnes est de mesurer la pollution urbaine de fond.

Cependant, un certain nombre de sites restants se sont révélés être soumis à des sources d'émission sporadiques, non prises en compte au moment du choix des sites. En regardant l'environnement des points de mesure jugés « aberrants », on constate que la plupart d'entre eux (7 sur 12) appartient à une catégorie de sites présentant des sources d'émissions automobiles potentielles (proximité de routes peu fréquentées ou de parking). Néanmoins 5 d'entre eux sont situés dans des zones résidentielles, où règnent a priori une pollution urbaine de fond.

En outre, ces sites jugés « aberrants » ne sont pas toujours les mêmes, mais varient d'une période à l'autre. On peut penser qu'il existe des sources d'émission temporaires, influentes dans une période et pas dans l'autre.

Nous avons choisi de masquer ces quelques points atypiques pour ne pas perturber l'allure générale du variogramme, mais de les conserver pour le calcul par krigeage des valeurs estimées, afin de ne pas mésestimer une zone de pollution spécifique à la période.

Période	Points	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Min. ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Max. ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Variance ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ ) <sup>2</sup>	Remarque
1	123	26,4	15,1	40,7	5,4	28,8	<b>0 point masqué</b>
2	121	17,9	9,3	32	5,1	25,8	<b>0 point masqué</b>
3	123	18,9	9,3	52,6	6,7	45,1	<b>2 points masqués (sites 114, 158)</b>
	121	18,4	9,3	35,1	5,5	30,1	
4	131	16,7	8	40,6	5,1	26,1	<b>2 points masqués (sites 60, 101)</b>
	129	16,4	8	26,2	4,4	19,3	
5	137	16,5	8	32,3	4,6	20,9	<b>3 points masqués (sites 101, 113, 141)</b>
	134	16,2	8	25,5	4,2	17,4	
6	133	20,3	11	36	5,3	27,7	<b>0 point masqué</b>
7	141	38,5	11,2	68,6	8,0	63,4	<b>2 points masqués (sites 15, 35)</b>
	139	38,5	19,8	54,6	7,2	51,8	
10	146	37,1	17,6	81,8	8,7	75,6	<b>4 points masqués (sites 54,97,84,140)</b>
	142	36,2	17,6	53,6	6,9	47,0	

Tableau 7 – Caractéristiques principales des données utilisées pour l'estimation par krigeage.

### *Etude et modélisation du variogramme expérimental*

Les variogrammes expérimentaux ont été modélisés en essayant de rendre compte, au mieux, du comportement à l'origine et des ruptures de pente, représentées par différentes structures additionnées (Tableau 8).

Les variogrammes étant bornés (sauf pour la campagne n°10, nécessitant l'ajout d'une structure linéaire), nous avons supposé que l'hypothèse de stationnarité était satisfaite et avons donc utilisé, par la suite, le krigeage ordinaire.

Les variogrammes expérimentaux des périodes estivales (n°1-6) présentent tous une valeur de palier qui diminue lorsque la distance est comprise entre 5 et 7 km. Cet intervalle de distances semble correspondre aux distances qui séparent les principaux « noyaux » de pollution entre eux :

- le ~~no~~ routier de Sequedin et le centre -ville de Lille ;
- le centre-ville de Lille et le ~~no~~ autoroutier de Villeneuve d'Asq ;
- le centre-ville de Lille et la zone industrielle de Marquette-lez-Lille ;
- la zone industrielle de Marquette-lez-Lille et le centre-ville de Roubaix ;
- les centres-villes de Roubaix et Tourcoing.

La pollution semblant moins localisée en hiver (pollution étendue sur toute la zone urbaine et pas seulement aux centres-villes), cette diminution du palier n'est plus constatée.

Parmi les huit périodes étudiées, deux périodes présentent une légère anisotropie, suivant des directions en relation avec la disposition des trois pôles urbains de la zone (Lille, Roubaix et Tourcoing) et les directions principales de vent.

Pour ces deux périodes (n°3 et n°5), les cas isotropes et anisotropes ont été modélisés puis comparés. La prise en compte de l'anisotropie génère des cartes de concentrations en NO<sub>2</sub>, avec des auréoles de pollution qui semblent exagérément étirées dans les directions principales d'anisotropie.

Les résultats des validations croisées et les écarts-types de krigeage étant comparables, nous avons choisi de retenir les modèles isotropes, qui conduisent à des cartes plus semblables aux autres cartes estivales obtenues par ailleurs, pour des conditions météorologiques très semblables.

Période	Structure 1 (portée 1 ; palier 1)	Structure 2 (portée 2 ; palier 2)	Structure 3 (portée 3 ; palier 3)	Palier total	%effet pépité
1	Pépité (4,062)	Sphérique(3,4 ; 5,409)	Exponentiel(1,49 ;19,35)	28,821	14
2	Pépité (6,259)	Cubique(1,34 ; 3,613)	Sphérique(4,27 ; 15,9)	25,772	24
3	Pépité (4,3)	Sphérique(3,39 ; 19,93)	Exponentiel(12,05 ;6.838)	31,068	14
4	Pépité (5,8)	Cubique(1,1 ; 3,611)	Sphérique(5 ; 9,9)	19,311	30
5	Pépité (0,53)	Sphérique(1,42 ; 7)	Exponentiel(8,1 ; 10,45)	17,980	3
6	Sphérique(1,4 ;12,1)	Sphérique(3,1 ;14,2)	Sphérique(4 ;1,3)	27,600	0
7	Pépité (10)	Gamma_Par2(1,9 ; 25,5)	Gaussien(6,8 ;19,5)	55,000	18
10	Pépité (32,5)	Linéaire(0,54 ; 0,99)	Sincard(15,4 ;5)	38,490	84

Tableau 8 – Principaux paramètres des modèles de variogrammes utilisés pour l'estimation par krigeage. Les différentes structures (fonctions mathématiques) sont désignés par leur nom suivi entre parenthèses de la portée (en km) et du palier (en µg/m<sup>3</sup>) qui leur sont associés.

L'effet pépité est plutôt faible en été (de 0 à 30% de la valeur totale du palier). Il atteint des valeurs comprises entre 0 et 6,3 (µg/m<sup>3</sup>)<sup>2</sup>, avec une moyenne de 3,5 (µg/m<sup>3</sup>)<sup>2</sup>.

Par contre, la modélisation du variogramme de la période hivernale n°10 conduit à un effet pépité très élevé, 32,5 (µg/m<sup>3</sup>)<sup>2</sup>, représentant à lui seul 84% de la valeur totale du palier. Rappelons qu'un modèle purement pépitique implique que les données sont indépendantes les unes des autres. On peut donc se questionner quant à la validité d'application de ce modèle ou quant à la validité des données de cette période.

On peut remarquer, par ailleurs, que la valeur d'effet pépité considérée pour la période hivernale n°7 reflète assez bien l'incertitude des doublets de tubes, évaluée à ± 6 µg/m<sup>3</sup> pour l'ensemble de la campagne hivernale (ce qui pourrait conduire, moyennant certaines hypothèses simplificatrices, à des valeurs d'effet pépité aux alentours de 9 (µg/m<sup>3</sup>)<sup>2</sup>).

Les valeurs des portées les plus fréquentes sont comprises dans les intervalles 1,1-1,5 km et 3,1-3,4 km. Ces résultats sont cohérents avec ceux trouvés avec le logiciel Variowin. Rappelons que le premier intervalle semble correspondre à la dimension caractéristique des centres-villes et le second à la dimension caractéristique de la métropole lilloise.

### Choix du voisinage

Le voisinage, définissant les conditions de prise en compte des points expérimentaux autour du point à estimer, est choisi circulaire (modèles isotropes) et divisé en quatre secteurs. On peut ainsi imposer un nombre maximal de secteurs consécutifs vides, afin d'éviter qu'une valeur soit estimée avec des mesures effectuées toutes dans le même quart. Le nombre maximal de points pris en compte et le rayon du cercle varient généralement d'une période à l'autre (Tableau 9).

Pour chaque période, différentes conditions de voisinages sont testées et comparées à partir des résultats de validation croisée. Comme les points « atypiques » sont gardés pour l'estimation, c'est l'erreur moyenne de l'estimation qui est ajustée, afin de se rapprocher au mieux des conditions de non biais (erreur moyenne de l'estimation nulle).

Période	Rayon du cercle (km)	Nombre maximum de points considérés	Nombre max. de secteurs consécutifs vides	Test de validation croisée
1	10	36	2	2 points mal estimés
2	10	36	1	Pas de point mal estimé
3	10	16	2	5 points mal estimés
4	9	8	2	3 points mal estimés
5	11	32	1	3 points mal estimés
6	10	28	1	5 points mal estimés
7	11	72	1	3 points mal estimés
10	5,43	16	3	7 points mal estimés

Tableau 9 – Principaux paramètres des voisinages utilisés pour l'estimation par krigeage et nombre de points de mesure mal estimés par validation croisée (un point est considéré comme mal estimé si son erreur standardisée associée est en dehors de l'intervalle  $\pm 2,5$ ).

### Calcul des valeurs estimées et évaluation de la qualité de l'estimation

Compte tenu de l'imprécision sur les coordonnées métriques des sites de mesure, évaluée à  $\pm 50$  m (cette imprécision provient de l'utilisation d'une carte à trop grande échelle 1:50 000 ; l'utilisation d'une carte au 1:25 000 ou au 1:10 000 aurait été préférable), nous avons choisi de procéder au calcul des concentrations estimées sur une grille régulière avec des mailles carrées de 100 m de côté.

La « qualité » de l'estimation est évaluée de plusieurs façons :

- aux points de mesure, par le tracé des concentrations estimées en fonction des concentrations réelles (on doit obtenir des points alignés sur la première bissectrice, cf. tableau 10) ;
- par l'observation de la similitude des paramètres statistiques (moyenne, minimum, maximum, ... cf. tableau 11) ;
- par l'allure cohérente des cartes (concentrations les plus fortes dans les zones de centre-ville, moins fortes en périphérie, ...).
- par l'observation des cartes d'écart-type de krigeage (les niveaux d'écart-type de krigeage doivent être comparables à l'écart-type de mesure, évaluée à  $4,27 \mu\text{g}/\text{m}^3$  en

prenant la moitié de l'incertitude de mesure qui est de  $8,54 \mu\text{g}/\text{m}^3$  par rapport aux analyseurs automatiques).

<b>Période 1</b>	Pente	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures		15,1	40,7	26,4	5,4
Estimations	0,8154	17,7	37,1	26,4	4,4
<b>Période 2</b>	Pente	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures		9,3	32	18,0	5,1
Estimations	0,7699	11,0	28,9	18,0	4,0
<b>Période 3</b>	Pente	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures <sup>(a)</sup>		9,3	35,1	18,4	5,5
Estimations	0,8344	9,9	32,0	18,4	4,6
<b>Période 4</b>	Pente	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures <sup>(b)</sup>		8	26,2	16,4	4,4
Estimations		9,7	22,9	16,4	3,4
<b>Période 5</b>	Pente	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures <sup>(c)</sup>		8	25,5	16,4	4,2
Estimations	0,9297	8,5	24,8	16,4	3,9
<b>Période 6</b>	Pente	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures		11	36	20,3	5,3
Estimations	0,9708	11,1	35,5	20,5	5,1
<b>Période 7</b>	Pente	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures		11,2	68,6	38,5	8,0
Estimations	0,7470	16,3	58,6	38,8	6,0
<b>Période 10</b>	Pente	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures		17,6	81,8	37,1	8,7
Estimations	0,3211	28,8	48,3	37,1	4,0

(a) avec deux points masqués (sites 114, 158)

(b) avec deux points masqués (sites 60, 101)

(c) avec trois points masqués (sites 101, 113, 141)

Tableau 10 – Paramètres statistiques principaux des données mesurées (réelles) et des données estimées (calculées par krigeage) aux mêmes coordonnées que celles des sites de mesure.

La valeur de pente fait référence à la pente de la droite de corrélation des valeurs estimées en fonction des valeurs mesurées.

Le tableau 10 montre que généralement les minima sont surestimés et les maxima sous-estimés (effet de lissage de l'interpolation), tandis que la moyenne est bien reproduite (différence maximale de  $0,3 \mu\text{g}/\text{m}^3$ ). En conséquence, les pentes de droites

de corrélation des valeurs estimées en fonction des valeurs mesurées sont inférieures à l'unité.

<b>Période 1</b>	Points	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures	123	15,1	40,7	26,4	5,4
Estimations	57561	17,7	37,1	25,1	2,2
<b>Période 2</b>	Points	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures	121	9,3	32	18,0	5,1
Estimations	47581	10,9	28,9	16,7	3,0
<b>Période 3</b>	Points	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures	123	9,3	52,6	18,9	6,7
Estimations	64835	9,9	32,0	16,2	4,0
<b>Période 4</b>	Points	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures	131	8	40,6	16,7	5,1
Estimations	62778	9,5	23,1	14,5	2,75
<b>Période 5</b>	Points	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures	137	8	32,3	16,5	4,6
Estimations	49519	8,3	31,0	14,8	3,1
<b>Période 6</b>	Points	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures	133	11	36	20,3	5,3
Estimations	48139	11,1	35,5	19,2	3,2
<b>Période 7</b>	Points	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures	141	11,2	68,6	38,5	8,0
Estimations	48492	16,3	58,6	35,7	4,9
<b>Période 10</b>	Points	Minimum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Maximum ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Moyenne ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	Ecart-type ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )
Mesures	146	17,6	81,8	37,1	8,7
Estimations	65470	22,3	65,5	35,5	5,5

Tableau 11 – Paramètres statistiques principaux des données mesurées et estimées (le nombre de points comparés n'étant pas le même).

Le tableau 11 montre que, comme précédemment, les minima sont surestimés et les maxima sous-estimés (effet de lissage). La moyenne de l'ensemble des valeurs estimées (plusieurs dizaines de milliers) est inférieure à la moyenne des mesures. En effet, de nombreux points estimés se situent dans des zones de type rural, non

couvertes par les mesures des tubes plutôt effectuées en zone urbaine. En conséquence, la moyenne est minorée par la prise en compte de très faibles valeurs de concentration.

Pour chacune des huit périodes, les résultats sont présentés en annexe (le n° de l'annexe faisant référence au n° de la période) en termes de :

- carte des concentrations en NO<sub>2</sub> ;
- carte de l'écart-type de krigeage associé.

Compte tenu de l'ensemble des résultats exposés, il nous paraît nécessaire d'écarter la campagne n°10 pour le reste de l'étude sur la représentativité spatiale des analyseurs automatiques. Rappelons que cette campagne conduit à des résultats insatisfaisants : répétabilité des doublets de tube la plus mauvaise ( $\pm 7,3 \mu\text{g}/\text{m}^3$ ), mauvaise comparaison par rapport aux analyseurs automatiques, variogramme modélisé par un effet pépité prépondérant, qualité extrêmement médiocre de l'interpolation effectuée (coefficient de corrélation linéaire entre estimations et mesures de 0,7 alors qu'il dépasse 0,95 pour toutes les autres périodes).

Les périodes prises en compte dans la suite de l'étude sont donc au nombre de sept : six estivales (n°1 à6) et une hivernale (n°7).



## 2. Représentativité spatiale des stations de mesure

### 2.1. Choix des analyseurs automatiques

Une classification des 14 analyseurs automatiques, mesurant les NOx en continu sur l'agglomération lilloise, a été effectuée préalablement à cette étude par Hervé Plaisance [5][8], en utilisant deux techniques statistiques multivariées : la classification ascendante hiérarchique et le graphique en étoile. L'analyse statistique effectuée a montré que l'on pouvait distinguer quatre groupes de stations de mesure, qui se distinguaient par des niveaux de pollution de fond et de proximité différents (Tableau 12).

Type d'influence urbaine	Groupe 1	Groupe 2	Groupe 3	Groupe 4
Pollution de proximité	Forte	Forte	Faible	Faible
Pollution de fond	Forte	Moyenne	Moyenne	Faible

Stations de mesure de l'AREMA-LM	Faidherbe <b>Pasteur</b>	Liberté Tourcoing	Fives Montebello Villeneuve Marcq	Haubourdin Roubaix Marquette Armentière Wervicq Halluin
----------------------------------	-----------------------------	----------------------	--	--

Tableau 12 – Classement en 4 groupes des analyseurs de l'agglomération lilloise [8].

Dans le cadre des données de tubes dont nous disposons pour cette étude, c'est la pollution urbaine de fond qui a été visée. En conséquence, nous ne pouvons pas, en toute rigueur, comparer les données des tubes avec celles des analyseurs concernés par une pollution de proximité (groupes 1 et 2).

Le groupe 3 comprend quatre analyseurs.

L'analyseur de Marcq (Marq-en-Baroeul) a subi un dysfonctionnement pendant les quatre premières périodes estivales (périodes 1 à 4). Cette panne s'étendant sur plus de la moitié des périodes considérées, nous avons écarté cette station de l'étude.

Nous avons également jugé préférable d'écarter l'analyseur de Villeneuve d'Ascq, qui est situé au 3<sup>ème</sup> étage d'un immeuble (les mesures « au sol » des tubes sont-elles comparables à des mesures effectuées une dizaine de mètres plus haut ?).

Nous avons donc retenu les deux analyseurs du groupe 3 : Fives et Montebello, situés dans le périmètre de Lille.

Le groupe 4 comprend six analyseurs.

Deux d'entre eux, Wervicq et Halluin sont situés en-dehors du domaine couvert par les mesures des tubes, en zone rurale, et ne peuvent donc pas être pris en compte pour cette étude.

L'analyseur de Roubaix, situé au 2<sup>ème</sup> étage d'un immeuble, est écarté pour la même raison que celle évoquée précédemment dans le cas similaire de l'analyseur de Villeneuve d'Ascq.

L'analyseur de Marquette (qui n'existe plus) pouvait être influencé plus ou moins fortement par une circulation routière irrégulière [8], lui conférant parfois des caractéristiques de « proximité automobile ». Nous avons préféré l'écarté de l'étude.

L'analyseur d'Armentières est entouré d'un faible nombre de tubes (six) et situé au milieu d'une zone rurale, à l'écart des autres noyaux urbains de la zone (Lille, Roubaix, Tourcoing). Le faible nombre de tubes au voisinage de cette station ne nous paraît pas garantir une assez bonne précision pour l'étude. Néanmoins, afin d'avoir un minimum de stations dans ce groupe, nous l'avons conservée.

Nous avons donc retenu deux analyseurs du groupe 4, celui de Haubourdin, situé au sud-ouest de Lille, et celui d'Armentières.

## 2.2. Choix des intervalles de sélection et méthodologie

La méthodologie décrite ci-dessous vise à mettre en évidence la zone de représentativité spatiale d'un analyseur automatique de type « urbain de fond ». Cette zone de représentativité spatiale correspond à la zone à l'intérieur de laquelle les valeurs de concentrations en NO<sub>2</sub> sont égales à celle donnée par l'analyseur automatique à une incertitude donnée près.

Pour déterminer la zone de représentativité d'un analyseur, nous avons été amenés à définir un intervalle de sélection, centré autour de la valeur de la mesure effectuée par l'analyseur, pour la période considérée.

Soient :

$C_A^i$ , la valeur moyenne pour la période  $i$  ( $i$  variant entre 1 et 7 périodes) des mesures moyennes journalières de l'analyseur A ;

$C(x)$ , la concentration en NO<sub>2</sub> à la position  $x$ , correspondant à une valeur estimée par krigeage ou à une mesure directe par tube selon la position  $x$  considérée.

Nous avons considéré deux types d'intervalle possibles :

Type a : on suppose que la valeur donnée par un tube et celle donnée par un analyseur sont semblables, à plus ou moins l'incertitude près entre les données des tubes et celles des analyseurs, évaluée pour les campagnes considérées à  $\pm 8,5 \mu\text{g}/\text{m}^3$  (§ 1.2).

$$\text{Si } C_A^i - 8,5 \leq C(x) \leq C_A^i + 8,5 \quad \text{alors } C(x) \cong C_A^i$$

Type b : on suppose que la valeur donnée par un tube et celle donnée par un analyseur sont semblables, à plus ou moins un certain pourcentage relatif à la valeur de l'analyseur. Ce pourcentage s'inspire de la précision minimale souhaitée dans le cas d'une évaluation de la qualité de l'air par une méthode indirecte (telle que la modélisation par exemple), appliquée au cas d'une évaluation moyennée sur une longue période de temps (telle qu'une moyenne annuelle).

D'après l'Annexe VIII de la directive européenne 1999/30/CE du 22 avril 1999 [9], la précision demandée en dessous du seuil d'évaluation minimal, définie comme l'écart maximal des niveaux de concentration mesurés et calculés, est de 30% pour les moyennes annuelles. Cela peut se traduire par la relation ci-dessous :

$$\text{Si } 0,7 \cdot C_A^i \leq C(x) \leq 1,3 \cdot C_A^i \quad \text{alors } C(x) \cong C_A^i$$

Les deux types (a, b) d'intervalles de sélection ont été appliqués au cas des quatre analyseurs sélectionnés (Haubourdin, Armentières, Fives et Montebello), pour les sept périodes considérées (périodes n°1 à 7).

Après application d'une sélection, la carte des teneurs en NO<sub>2</sub> d'une période donnée ne montre que les zones respectant l'intervalle de sélection.

Pour chaque analyseur et pour un intervalle de sélection donné, nous avons effectué l'intersection des cartes de sélection relatives à toutes les périodes de mesure. Cette carte d'intersection des zones de représentativité spatiale de chaque période est utilisée pour estimer l'aire de la zone de représentativité spatiale de l'analyseur.

## 2.3. Résultats

Les deux types (a, b) d'intervalles de sélection ont été appliqués au cas des quatre analyseurs sélectionnés (Haubourdin, Armentières, Fives et Montebello), pour les sept périodes considérées (périodes n°1 à 7).

### 2.3.1. Cas de la station périurbaine de Haubourdin

Le tableau 13 montre qu'il faut effectivement considérer un intervalle de sélection, doté d'une certaine étendue. En effet, la valeur du tube n°11, placé à côté de l'analyseur de Haubourdin, varie entre 0,73 et 1,2 fois la valeur de l'analyseur. On peut noter également que les valeurs du tube n°11 sont toutes comprises dans les deux intervalles de sélection choisis.

Période	1	2	3	4	5	6	7
<b>Jours de mesure manquant</b>	0	0	0	0	0	3	0
Analyseur (µg/m <sup>3</sup> )	20	15	18	15	21	-	31
Tube 11 placé à côté (µg/m <sup>3</sup> )	24	11	15,5	14,1	15,5	-	-
Tube/Analyseur	1,2	0,73	0,86	0,94	0,74	-	-

Tableau 13 – Comparaison des valeurs moyennes de l'analyseur de Haubourdin pour les périodes de mesure considérées avec les valeurs du tube n°11, placé à côté de l'analyseur.

Pour la suite de l'étude, nous n'avons pris en considération que les périodes au cours de laquelle le nombre de mesures manquantes (en termes de moyenne journalière) pour l'analyseur n'excédait pas 1 journée, ceci afin que la valeur moyenne de l'analyseur pour

la période considérée soit la plus précise possible. En effet, cette dernière conditionne fortement les intervalles de sélection.

En l'occurrence, la période n°6 pour laquelle 3 jours de données manquent n'est pas considérée pour la détermination de la zone de représentativité spatiale de l'analyseur de Haubourdin.

Les deux cartes correspondant à l'intersection des six périodes restantes (5 périodes estivales n°1 à 5 et la période hivernale n°7) sont présentés ci-dessous (Fig. 21, 22).

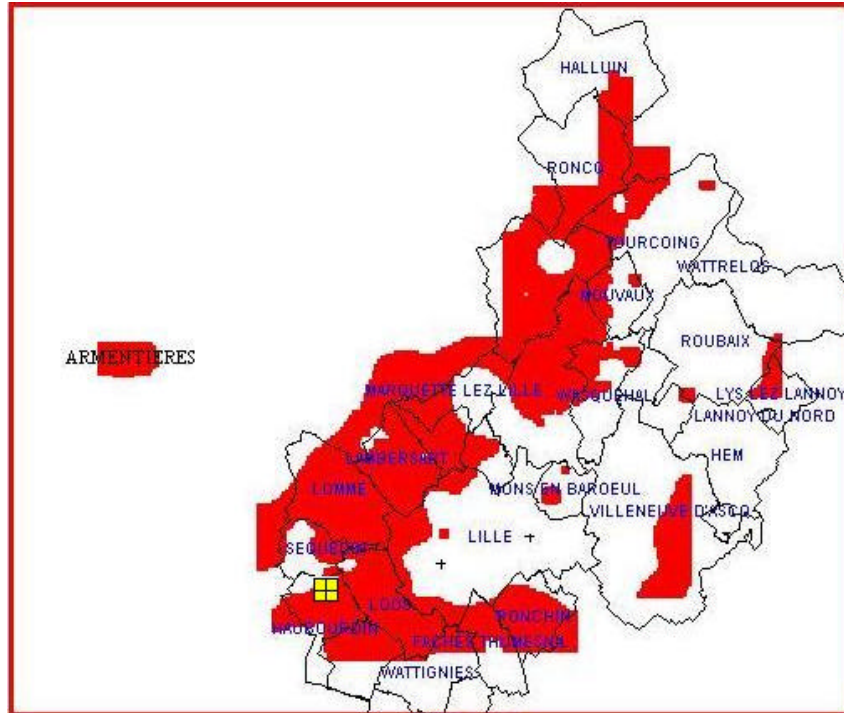


Figure 21 – Zone de représentativité spatiale (en rouge) de la station de Haubourdin (signalée par une croix noire dans un carré jaune) par application de la sélection a.

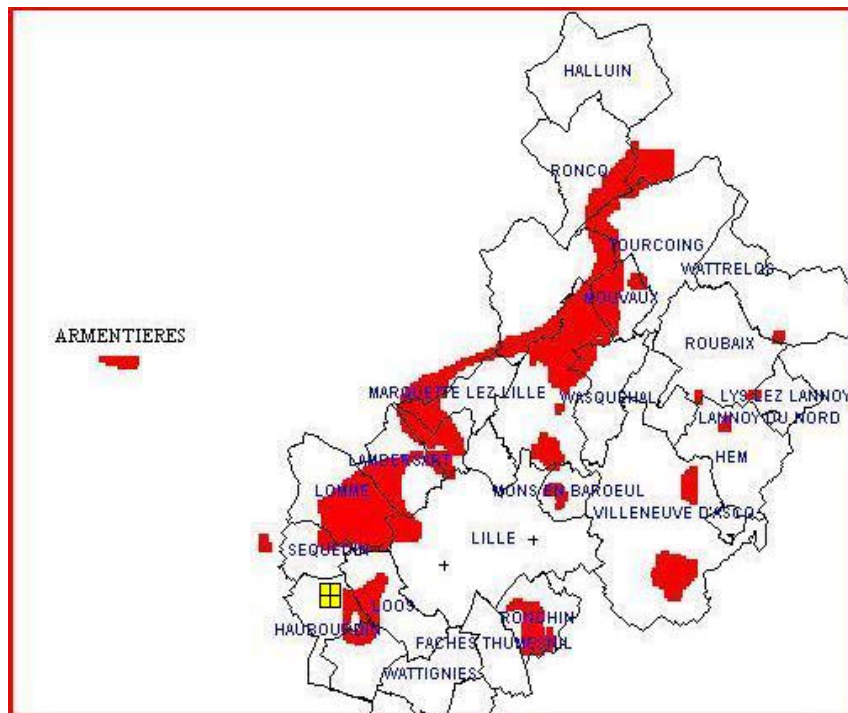


Figure 22 – Zone de représentativité spatiale (en rouge) de la station de Haubourdin (signalée par une croix noire dans un carré jaune) par application de la sélection b.

Comme on peut l'observer sur les figures 21 et 22, les zones de représentativité spatiale de la station de Haubourdin se ressemblent quelle que soit la sélection appliquée, la sélection b étant un peu plus restrictive. La zone de représentativité spatiale de la station périurbaine d'Haubourdin semble suivre le contour du tracé de la périphérie ouest de la succession de pôles urbains de Lille, Roubaix et Tourcoing.

L'aire estimée de la zone de représentativité définie par la sélection a est d'environ 200,58 km<sup>2</sup> (20 058 mailles carrées de 100 m de côté). Celle définie par la sélection b est d'environ 72,87 km<sup>2</sup>.

Les croix noires figurant sur les cartes indiquent les positions de quatre analyseurs automatiques (de gauche à droite) : Armentières, Haubourdin, Montebello, Fives. On peut remarquer que la zone de représentativité spatiale de la station périurbaine d'Haubourdin inclut la zone autour de la station périurbaine d'Armentières (en haut, à gauche des cartes), qui appartient comme elle au groupe 4 (cf. § 2.1), mais exclut les zones autour des stations urbaines de Montebello et Fives, appartenant au groupe 3 (cf. § 2.1).

### 2.3.2. Cas de la station périurbaine d'Armentières

Le tableau 14 montre que la valeur du tube n°78, placé à côté de l'analyseur d'Armentières, varie entre 0,75 et 1,1 fois la valeur de l'analyseur. Comme précédemment, on peut noter que les valeurs du tube n°78 sont toutes comprises dans les deux intervalles de sélection choisis.

Période	1	2	3	4	5	6	7
<b>Jours de mesure manquant</b>	0	0	0	0	1	0	0
Analyseur (µg/m <sup>3</sup> )	21	16	14	17	19	20	41
Tube 78 placé à côté (µg/m <sup>3</sup> )	24	15	13,5	12,7	15,4	-	43,7
Tube/Analyseur	1,1	0,94	0,96	0,75	0,81	-	1,1

Tableau 14 – Comparaison des valeurs moyennes de l'analyseur d'Armentières pour les périodes de mesure considérées avec les valeurs du tube n°78, placé à côté de l'analyseur.

Comme on peut l'observer sur les figures 23 et 24, les zones de représentativité spatiale de la station d'Armentières, correspondant à l'intersection des sept périodes, sont assez différentes selon la sélection appliquée. Comme pour la station de Haubourdin, la sélection b est nettement plus restrictive. L'aire estimée de la zone de représentativité définie par la sélection a est, en effet, d'environ 296 km<sup>2</sup>, alors que celle définie par la sélection b est d'environ 105 km<sup>2</sup>.

On peut noter aussi que la zone de représentativité spatiale de la station périurbaine d'Armentières inclut la station périurbaine de Haubourdin (du même groupe 4) mais exclut les deux stations urbaines de fond de Fives et de Montebello (du groupe 3). Dans le cas de la sélection b, on peut toutefois s'étonner que la station d'Armentières elle-même ne soit pas incluse dans sa propre zone de représentativité. En fait, cela est probablement dû au fait qu'il n'y a qu'un très petit nombre de tubes autour de la station (au maximum six) et que cela nuit à la précision dans ce secteur (cf. § 2.1.).

Finalement , on peut noter la similitude des zones de représentativité spatiale de Haubourdin (Fig. 22) et d'Armentières (Fig. 24) pour la sélection b.

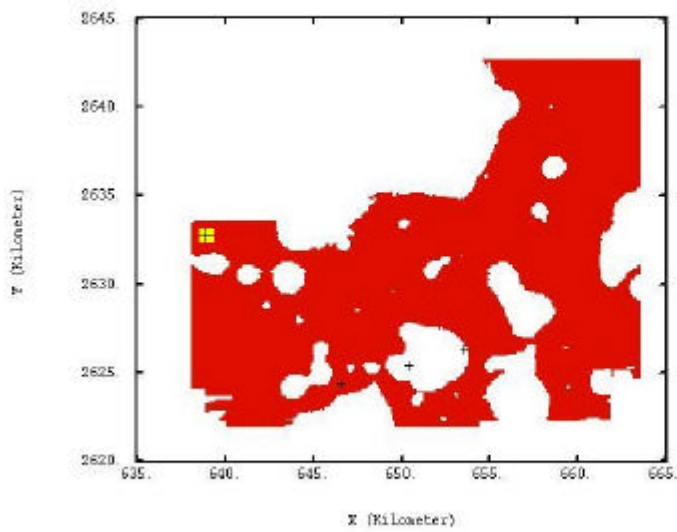


Figure 23 – Zone de représentativité spatiale (en rouge) de la station d'Armentières (signalée par une croix noire dans un carré jaune) par application de la sélection a.

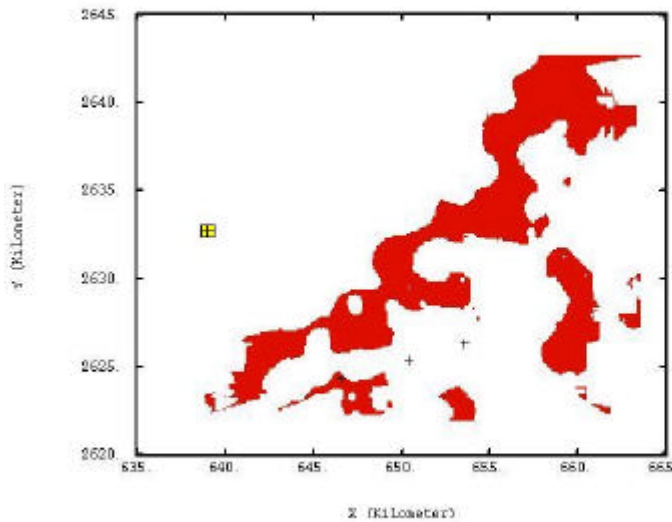


Figure 24 – Zone de représentativité spatiale (en rouge) de la station d'Armentières (signalée par une croix noire dans un carré jaune) par application de la sélection b.

### 2.3.3. Cas de la station urbaine de Fives

Le tableau 15 montre que la valeur du tube n°121, placé à côté de l'analyseur de Fives, varie entre 0,6 et 1,1 fois la valeur de l'analyseur. Les valeurs du tube n°121 sont comprises dans les deux intervalles de sélection choisis, sauf celle de la période 6 qui sous-estime de 40% la valeur de l'analyseur.

Période	1	2	3	4	5	6	7
<b>Jours de mesure manquant</b>	0	0	0	0	1	0	0
Analyseur ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	32	28	26	19	24	29	51
Tube 121 placé à côté ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	26	24	22,8	21,1	21,6	17,4	44
Tube/Analyseur	0,81	0,86	0,88	1,1	0,9	0,6	0,86

Tableau 15 – Comparaison des valeurs moyennes de l'analyseur de Fives pour les périodes de mesure considérées avec les valeurs du tube n°121, placé à côté de l'analyseur.

Les deux cartes correspondant à l'intersection des sept périodes (6 périodes estivales n°1 à 6 et la période hivernale n°7) sont présentés aux figures 25 et 26.

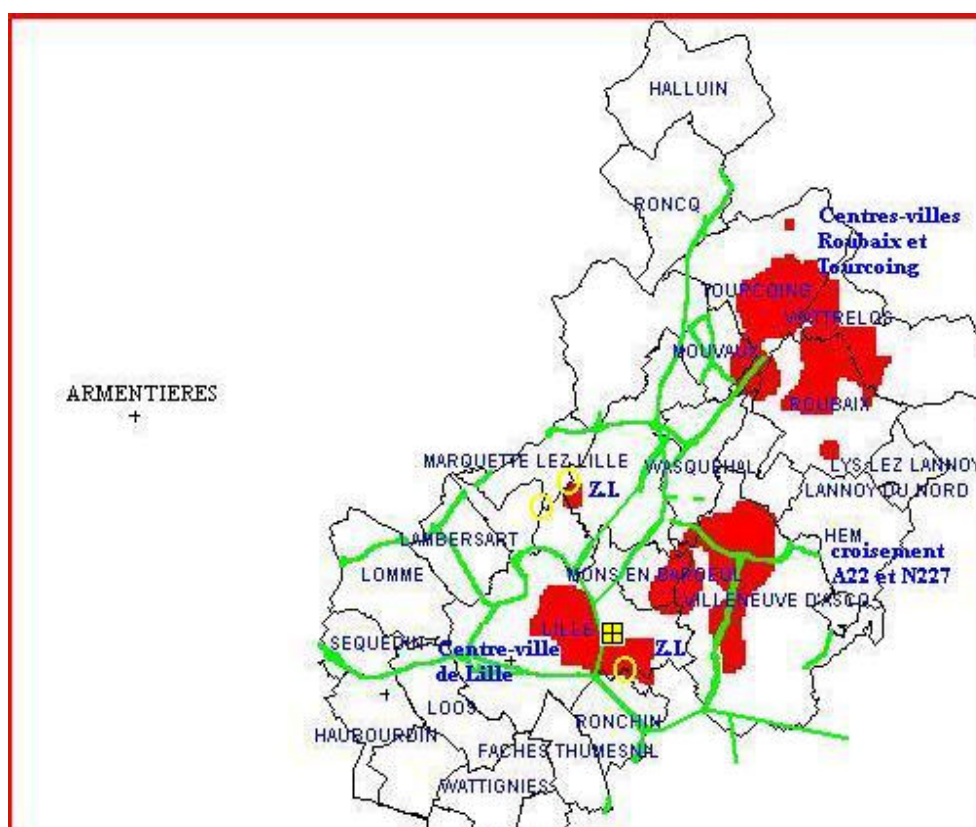


Figure 25 - Zone de représentativité spatiale (en rouge) de la station de Fives (signalée par une croix noire dans un carré jaune) par application de la sélection a. Les axes principaux de circulation sont en vert et les gros émetteurs industriels de NO<sub>x</sub> sont signalés par un cercle jaune.



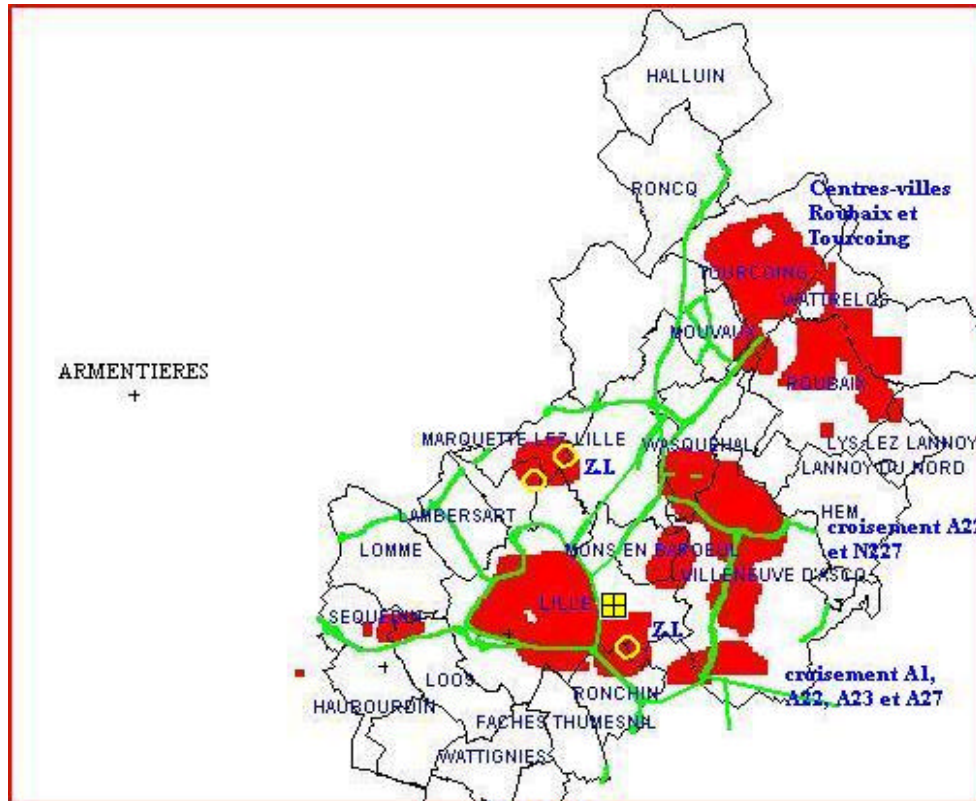


Figure 26 - Zone de représentativité spatiale (en rouge) de la station de Fives (signalée par une croix noire dans un carré jaune) par application de la sélection b. Les axes principaux de circulation sont en vert et les gros émetteurs industriels de NO<sub>x</sub> sont signalés par un cercle jaune

Comme on peut l'observer sur les figures 25 et 26, les zones de représentativité spatiale de la station de Fives se ressemblent quelle que soit la sélection appliquée, la sélection a étant un peu plus restrictive. La zone de représentativité spatiale de la station urbaine de fond de Fives englobe de bas en haut le centre-ville de Lille et la zone industrielle qui lui est accolée, le croisement autoroutier (A1, A22, A23, A27), le croisement de l'A22 et de la RN227, la zone industrielle près de Marquette-lez-Lille et les centres-villes de Roubaix et Tourcoing.

L'aire estimée de la zone de représentativité définie par la sélection a est d'environ 24,11 km<sup>2</sup>, contre 43,24 km<sup>2</sup> pour la sélection b.

On peut remarquer que la zone de représentativité spatiale de la station urbaine de Fives, appartenant au groupe 3 (§ 2.1.) exclut les zones autour des stations périurbaines d'Armentières et d'Haubourdin appartenant au groupe 4 (cf. § 2.1.). Elle englobe la station urbaine de Montebello (appartenant au même groupe 3) dans la sélection b mais pas dans la sélection a. Toutefois, dans ce dernier cas, la station de Montebello se trouve juste en bordure de la zone de représentativité.

### 2.3.4. Cas de la station urbaine de Montebello

Le tableau 16 montre que la valeur du tube n°128, placé à côté de l'analyseur de Montebello, varie entre 0,93 et 1,04 fois la valeur de l'analyseur. Les valeurs du tube n°128 sont comprises dans les deux intervalles de sélection choisis.

Période	1	2	3	4	5	6	7
<b>Jours de mesure manquant</b>	7	0	0	0	4	0	0
Analyseur ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	-	29	26	22	-	29	41
Tube 128 placé à côté ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	34	-	27	21,5	19,6	27	42,8
Tube/Analyseur	-	-	1,04	0,98	-	0,93	1,04

Tableau 16 – Comparaison des valeurs moyennes de l'analyseur de Montebello pour les périodes de mesure considérées avec les valeurs du tube n°128, placé à côté de l'analyseur.

Les périodes n°1 et 5 pour lesquelles respectivement 7 et 4 jours de données manquent ne sont pas considérées pour la détermination de la zone de représentativité spatiale de l'analyseur de Montebello.

Les deux cartes correspondant à l'intersection des cinq périodes restantes (4 périodes estivales n°2,3,4,6 et la période hivernale n°7) sont présentés aux figures 27 et 28.

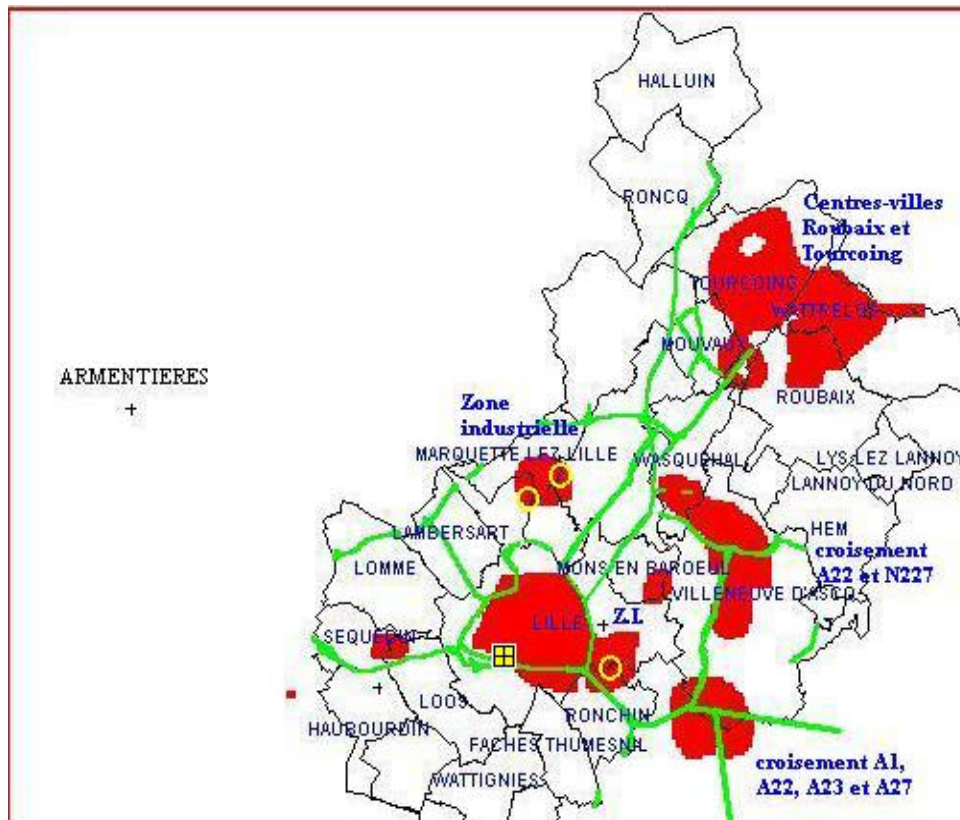


Figure 27 - Zone de représentativité spatiale (en rouge) de la station de Montebello (signalée par une croix noire dans un carré jaune) par application de la sélection a. Les axes principaux de circulation sont en vert et les gros émetteurs industriels de NO<sub>x</sub> sont signalés par un cercle jaune

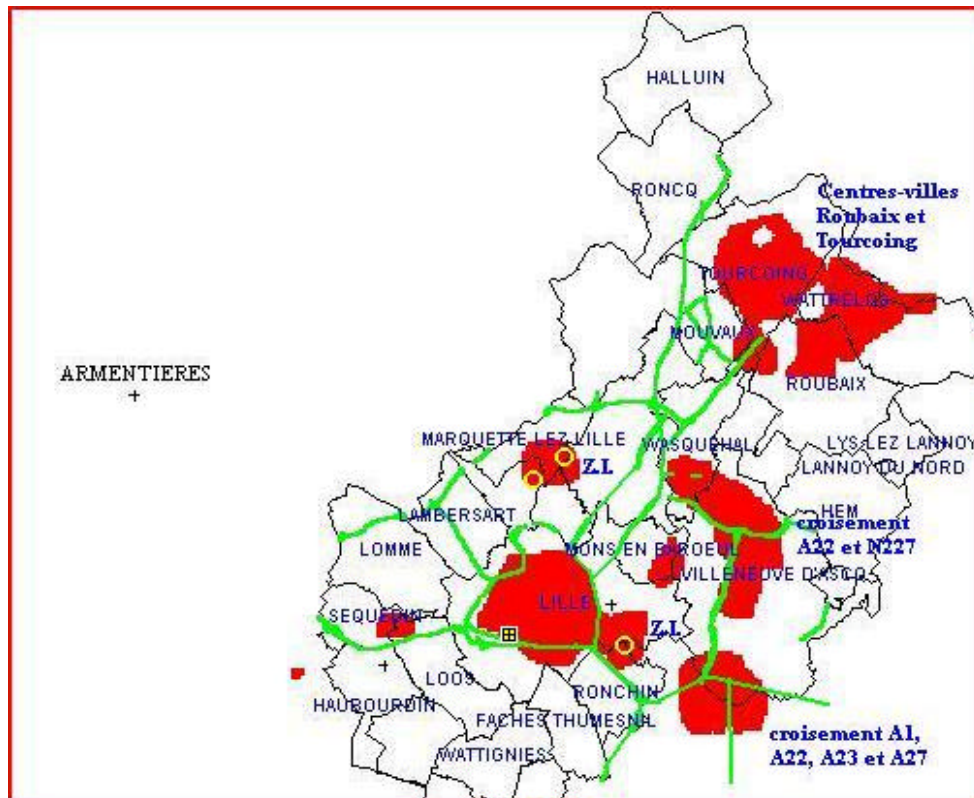


Figure 28 - Zone de représentativité spatiale (en rouge) de la station de Montebello (signalée par une croix noire dans un carré jaune) par application de la sélection b. Les axes principaux de circulation sont en vert et les gros émetteurs industriels de NO<sub>x</sub> sont signalés par un cercle jaune

Comme on peut l'observer sur les figures 27 et 28, les zones de représentativité spatiale de la station de Montebello se ressemblent quelle que soit la sélection appliquée. La zone de représentativité spatiale de la station urbaine de fond de Montebello englobe, comme celle de la station urbaine de fond de Fives, de bas en haut : le centre-ville de Lille et la zone industrielle qui lui est accolée, le croisement autoroutier (A1, A22, A23, A27), le croisement de l'A22 et de la RN227, la zone industrielle près de Marquette-lez-Lille et les centres-villes de Roubaix et Tourcoing.

L'aire estimée de la zone de représentativité définie par la sélection a est d'environ 39,35 km<sup>2</sup>, contre 40,34 km<sup>2</sup> pour la sélection b.

On peut remarquer que la zone de représentativité spatiale de la station urbaine de Montebello, appartenant au groupe 3 (§ 2.1.) exclut les zones autour des stations périurbaines d'Armentières et d'Haubourdin appartenant au groupe 4 (cf. § 2.1.). Elle n'englobe cependant pas la station urbaine de Fives (appartenant au même groupe 3), qui se trouve toutefois juste en bordure de la zone de représentativité.

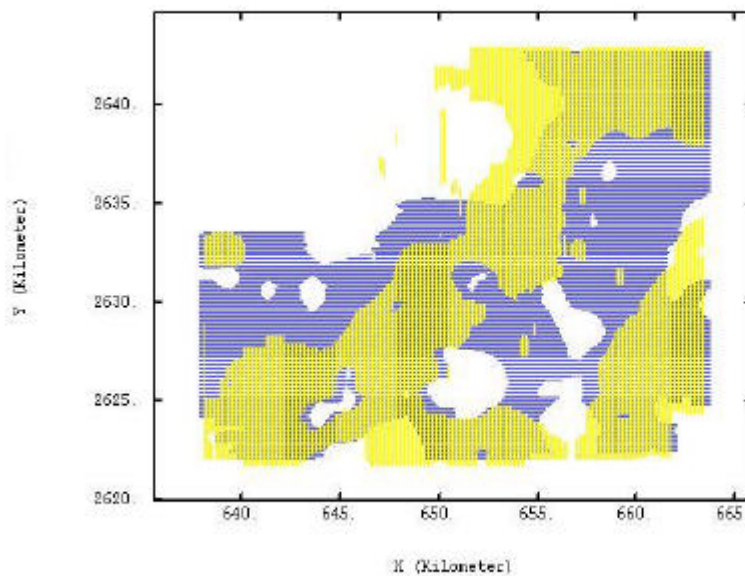
#### 2.4. Conclusion sur la représentativité spatiale des stations urbaines

La méthodologie proposée pour déterminer la représentativité spatiale des stations urbaines de fond et des stations périurbaines se révèle assez sensible, puisqu'elle permet de distinguer aisément les zones relatives aux stations périurbaines des zones relatives aux stations urbaines de fond.

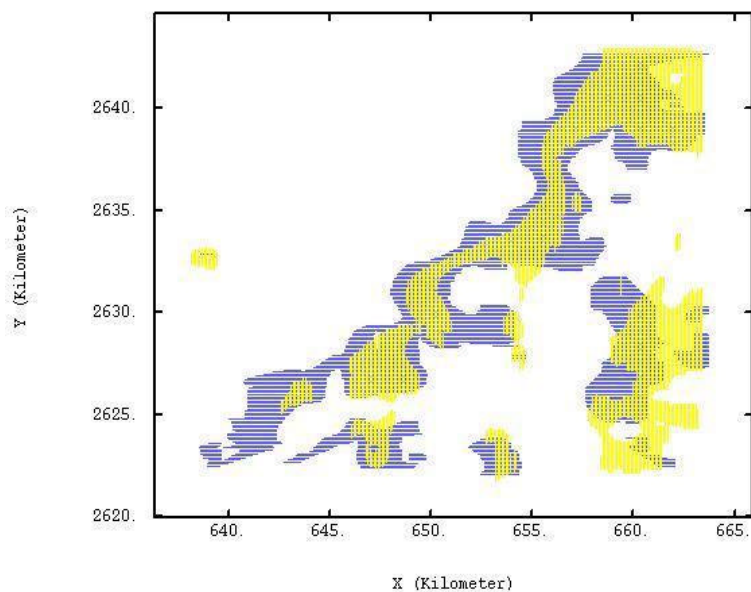
L'aire de la zone représentative de la station périurbaine d'Haubourdin est évaluée à 70 à 200 km<sup>2</sup>. Celle représentative de la station périurbaine d'Armentières, bien que comparable dans sa localisation à celle de la station périurbaine d'Haubourdin, ne peut pas être évaluée aussi précisément (compte-tenu du peu de tubes entourant cette station).

Les aires des zones représentatives des stations urbaines de Fives et Montebello sont assez proches, entre 24 et 44 km<sup>2</sup>.

Les deux intervalles de sélection proposés conduisent à des résultats cohérents. Néanmoins, l'intervalle de sélection b est celui pour lequel les zones de représentativité spatiale des stations du même groupe (de même typologie) sont les plus semblables (Fig. 29 et 30).

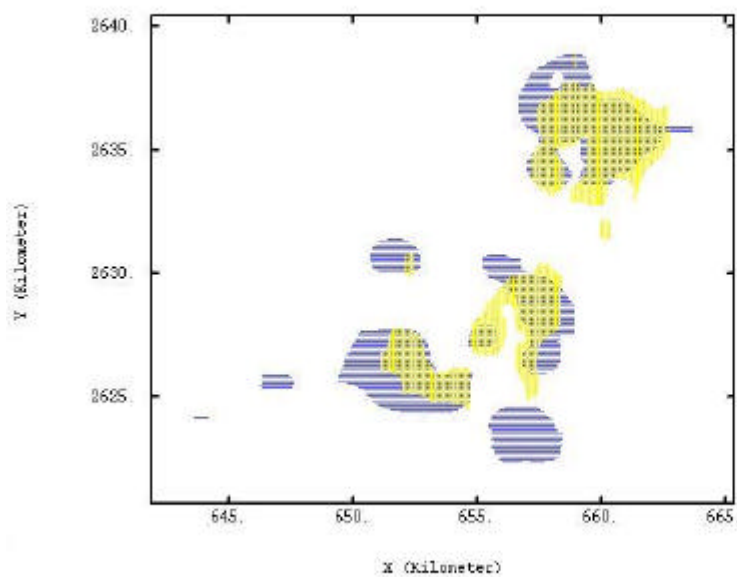


Sélection a.



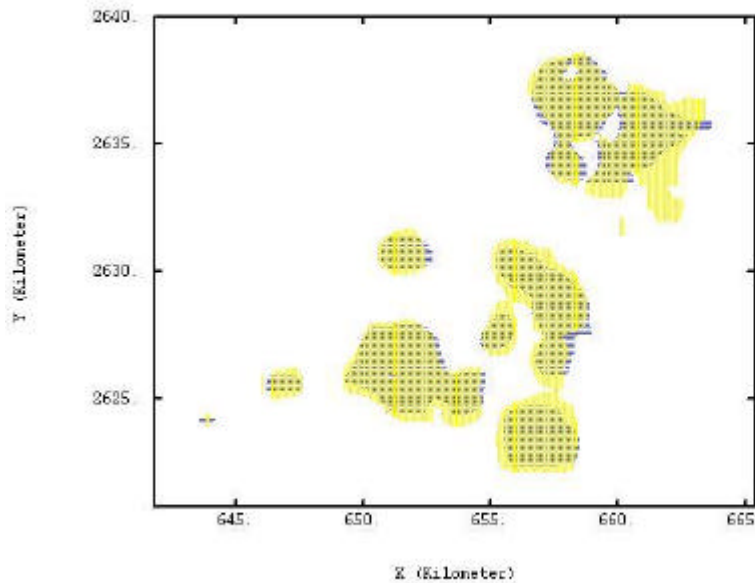
### Sélection b

Figure 29 – Comparaison des zones de représentativité spatiale des stations périurbaines d'Armentières (en bleu) et de Haubourdin (en jaune) par application des sélections a ou b.



### Sélection a





### Sélection b

Figure 30 – Comparaison des zones de représentativité spatiale des stations urbaines de fond de Montebello (en bleu) et de Fives (en jaune) par application des sélections a ou b.

Pour tester les limites de la méthode, nous l'avons appliquée, avec la sélection de type b, au cas de deux stations influencées par le trafic automobile (cf. § 2.1.) :

- une station du groupe 2 (station de « centre-ville »), Liberté ;
- une station du groupe 1 (station de « proximité automobile »), Pasteur.

Comme mentionné au § 2.1., nous ne devrions pas, en toute rigueur, comparer des données de tubes ou des valeurs estimées à partir des données de tubes avec celles d'analyseurs concernés par une pollution de proximité : il s'agit bien d'étudier les « limites » de la méthode.

Les aires de représentativité spatiale trouvées sont :

- pour la station du groupe 2 « Liberté »,  $2,29 \text{ km}^2$  ;
- pour la station du groupe 1 « Pasteur »,  $1,34 \text{ km}^2$ .

Ces valeurs numériques sont cohérentes entre elles, montrant que plus une station est influencée par un trafic automobile important, plus sa zone de représentativité spatiale est petite.

La figure 31 montre qu'elle pourrait être la couverture spatiale de la zone d'étude, en terme de mesure de la concentration moyenne en  $\text{NO}_2$  sur plusieurs semaines, si l'on ne disposait que de quatre stations automatiques, une dans chaque groupe :

- 1 « proximité automobile », Pasteur ;
- 1 « centre-ville », Liberté ;

- 1 « urbaine de fond », Montebello ;
- 1 « périurbaine », Haubourdin.

Les dimensions de la zone d'étude (bordée de rouge sur la figure 31) sont de 30 km en abscisse et de 25 km en ordonnée, soit  $750 \text{ km}^2$ . Néanmoins, étant donné la répartition inégale des échantillonneurs passifs sur cette zone, seule la zone inscrite dans le polygone noir (cf. Fig. 31), d'aire égale à  $296 \text{ km}^2$ , peut être considérée comme bien étudiée.

La surface totale des zones « couvertes » par les 4 analyseurs considérés est d'environ  $113 \text{ km}^2$ .

Le rapport de « couverture » de la zone par les 4 stations considérées est donc de  $113 \text{ km}^2$  par  $296 \text{ km}^2$ , soit environ 38%.

## CONCLUSIONS

Cette étude montre qu'il est possible d'évaluer la zone de représentativité spatiale d'un analyseur automatique, urbain de fond ou périurbain, de dioxyde d'azote à l'aide des données acquises pendant une campagne de mesure par échantillonneurs passifs (« tubes »).

La méthodologie proposée requiert la réalisation d'une cartographie des concentrations du polluant, qui doit être la plus précise possible. L'utilisation d'une méthode géostatistique d'interpolation est conseillée. Il semble nécessaire également de quantifier l'incertitude entre les mesures des tubes et celles des stations automatiques, en se référant par exemple à la norme NF ISO 13752 [10].

Il serait très intéressant d'appliquer cette méthodologie à d'autres stations automatiques, dans d'autres zones géographiques françaises, et pourquoi pas, à d'autres polluants.

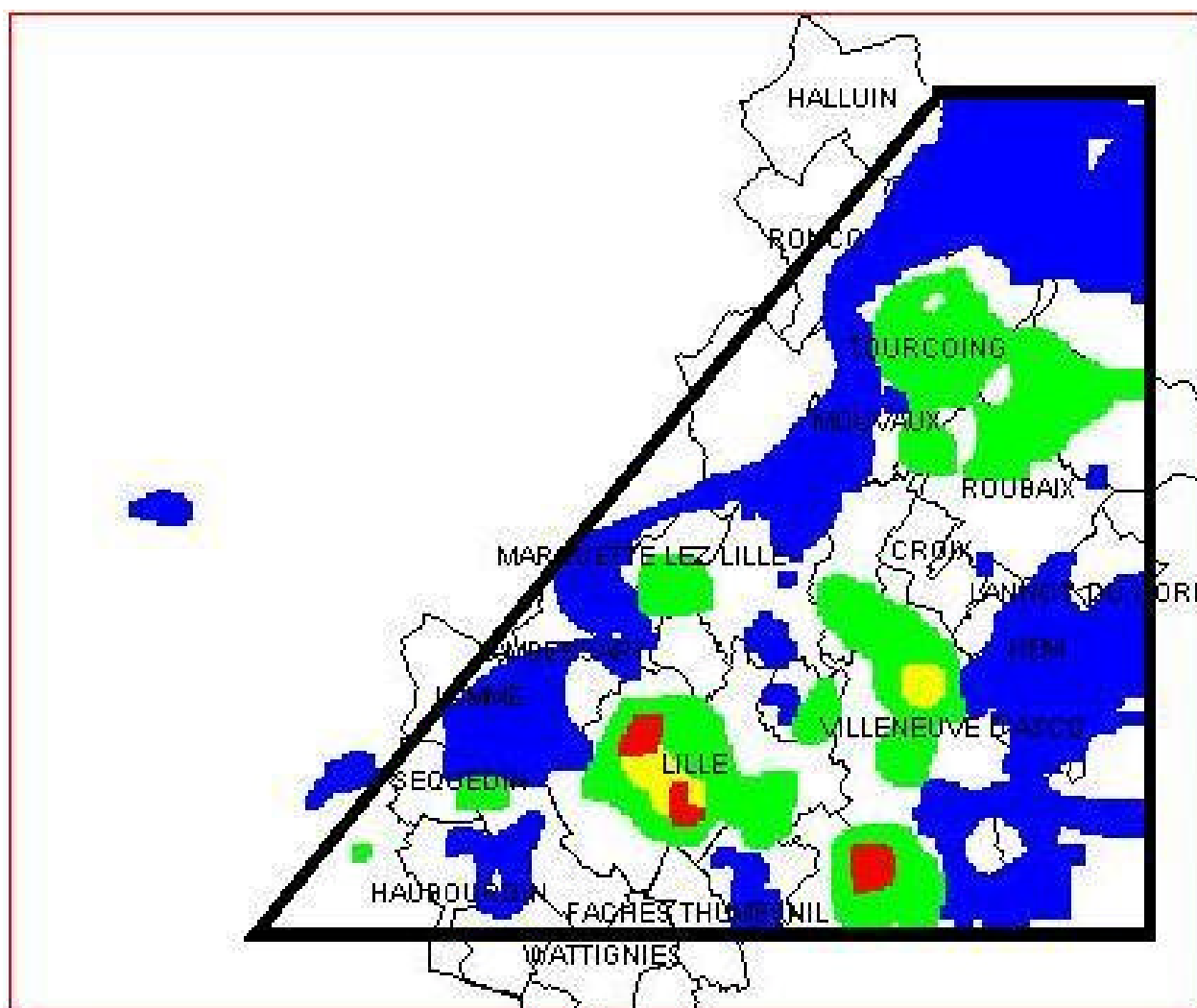


Figure 31 – Evaluation des zones de représentativité spatiale de quatre stations de mesure du dioxyde d'azote du réseau AREMA-LM (données de la période 1998-1999) :

- station Pasteur, « proximité automobile », zone en rouge ;
- station Liberté, « centre-ville », zone en jaune ;
- station Montebello, « urbaine de fond », zone en vert ;
- station Haubourdin, « périurbaine », zone en bleu.

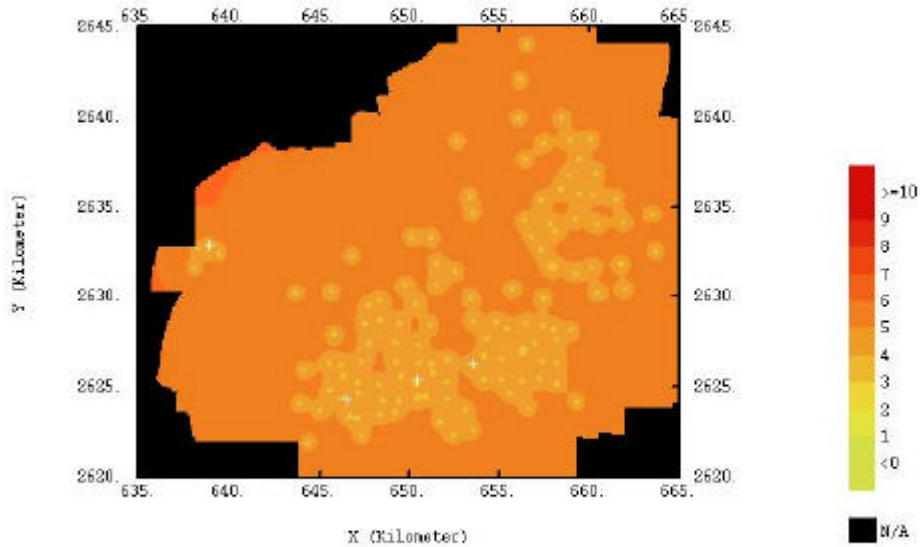
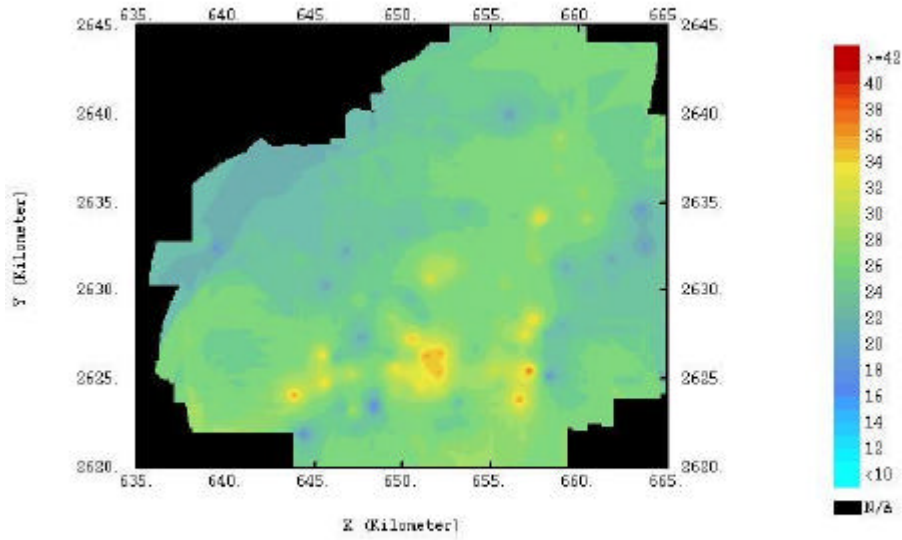


## BIBLIOGRAPHIE

- [1] Sagnier I., Etude de la répartition de la pollution urbaine par le dioxyde d'azote sur l'agglomération lilloise par la méthode des échantillonneurs passifs, *Rapport d'étude AREMA-LM*, juin 1999, 49 p.
- [2] Plaisance H., Etablissement d'un protocole d'utilisation des tubes à diffusion : intercomparaison de tubes à diffusion NO<sub>2</sub> et tests de méthodes géostatistiques d'interpolation. *Rapport LCSQA 1999/7, Ecole des Mines de Douai*, 52 p. (1999)
- [3] Plaisance H., Techniques d'échantillonnage passif pour mesurer NO<sub>2</sub> et SO<sub>2</sub> dans l'air ambiant. *Rapport LCSQA 1998/3, Ecole des Mines de Douai*, 34 p. (1998)
- [4] Gonzalez-Flesca N., Wroblewski A., Saison J.Y., Métrologie et modélisation des COV en réseau (Lille-Roubaix-Tourcoing). *Rapport LCSQA 2000, INERIS*, 49 p (2000)
- [5] Plaisance H., Traitement scientifique des données des réseaux, élaboration d'un outil d'aide à l'optimisation d'un réseau : application aux stations de mesure de Nox du réseau AREMALRT, *Rapport LCSQA 1997, Ecole des Mines de Douai*, 25 p. (1997)
- [6] <http://www-sst.unil.ch/research/variowin/index.html>
- [7] Bourdette N., Bulletin climatique annuel 1999, Météo-France, 2000, 120 p.
- [8] Plaisance H., Galloo J.C. et Guillermo R., Utilisation de méthodes multivariées pour caractériser et optimiser un réseau de surveillance de la qualité de l'air, *Pollution Atmosphérique*, avril-juin 1999, 61-69.
- [9] Directive 1999/30/CE du Conseil du 22 avril 1999 relative à la fixation de valeurs limites pour l'anhydride sulfureux, le dioxyde d'azote et les oxydes d'azote, les particules et le plomb dans l'air ambiant, Journal officiel des Communautés européennes, 29 juin 1999, L 163/41 à L 163/60.
- [10] Norme NF ISO 13752, Qualité de l'air : Evaluation de l'incertitude d'une méthode de mesurage sur site en utilisant une seconde méthode comme référence, Novembre 1998, 16 p.
- [11] Bourdette N., Bulletin climatique annuel 1998, Météo-France, 1999, 120 p.

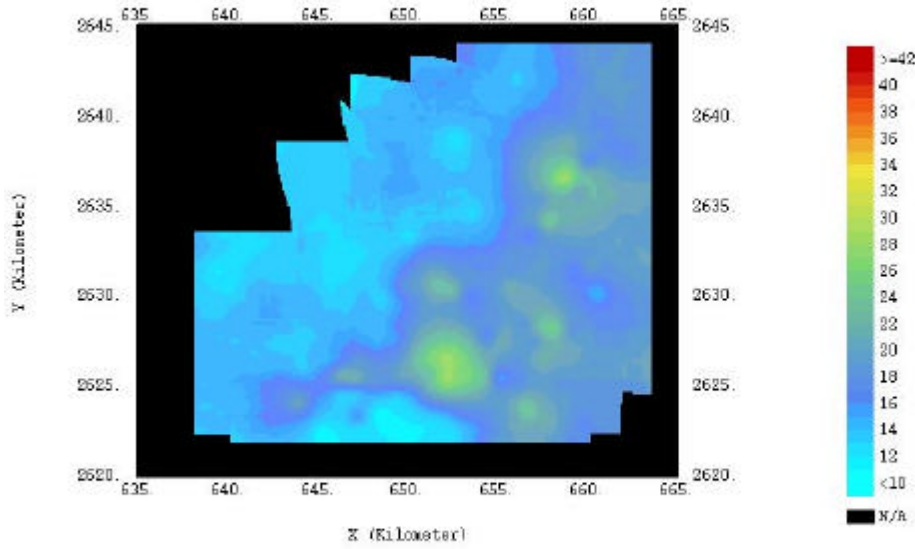
## ANNEXE 1

### Période n°1 du 27/05/98 au 10/06/98

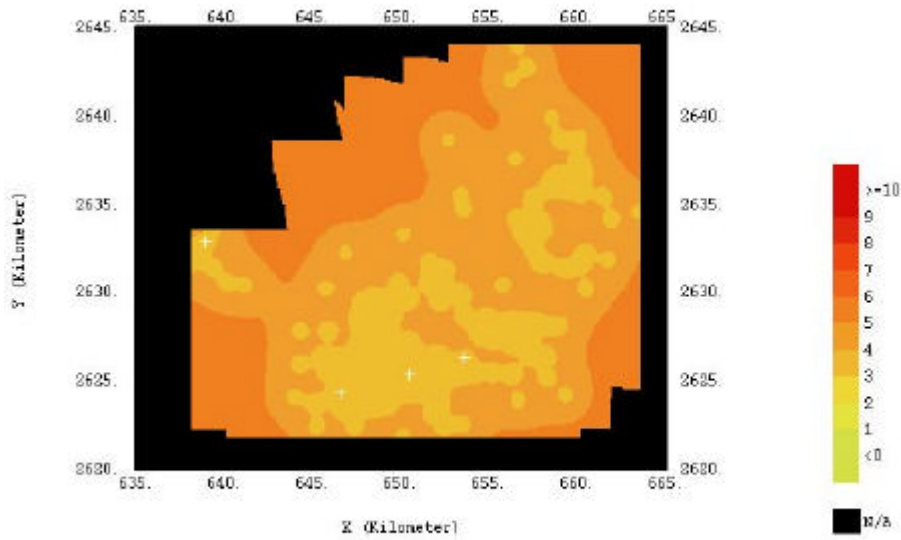


## ANNEXE 2

### Période n°2 du 10/06/98 au 24/06/98



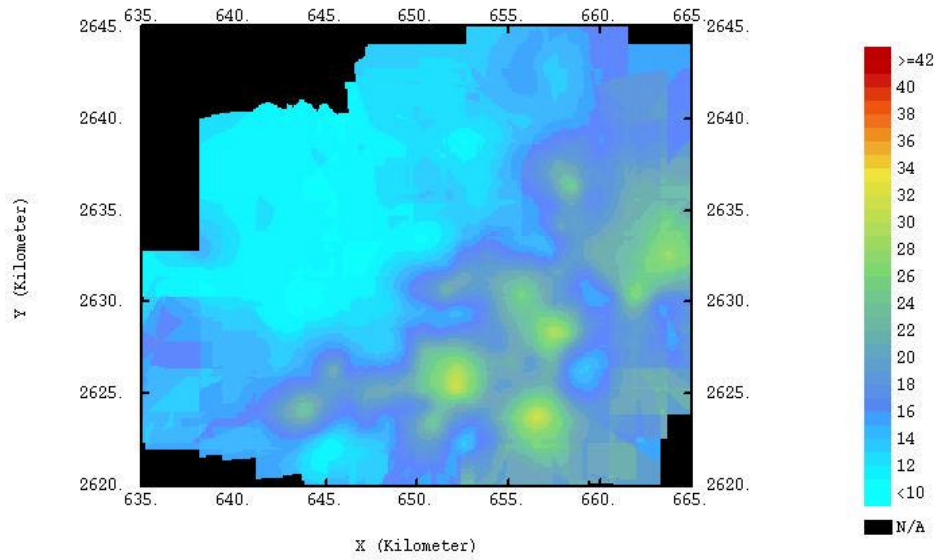
Concentrations en NO<sub>2</sub> (µg/m<sup>3</sup>)



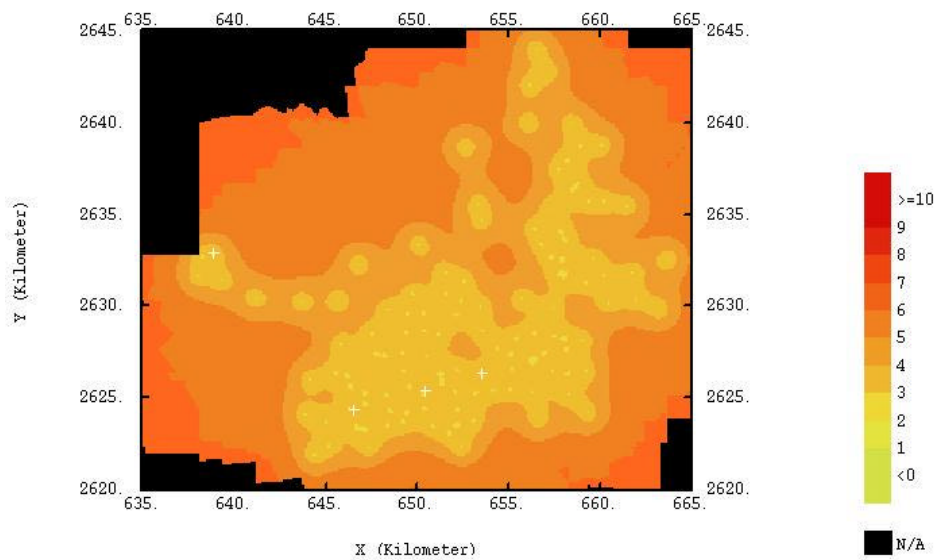
Ecart-types de krigage (µg/m<sup>3</sup>)

### ANNEXE 3

#### Période n°3 du 24/06/98 au 8/07/98



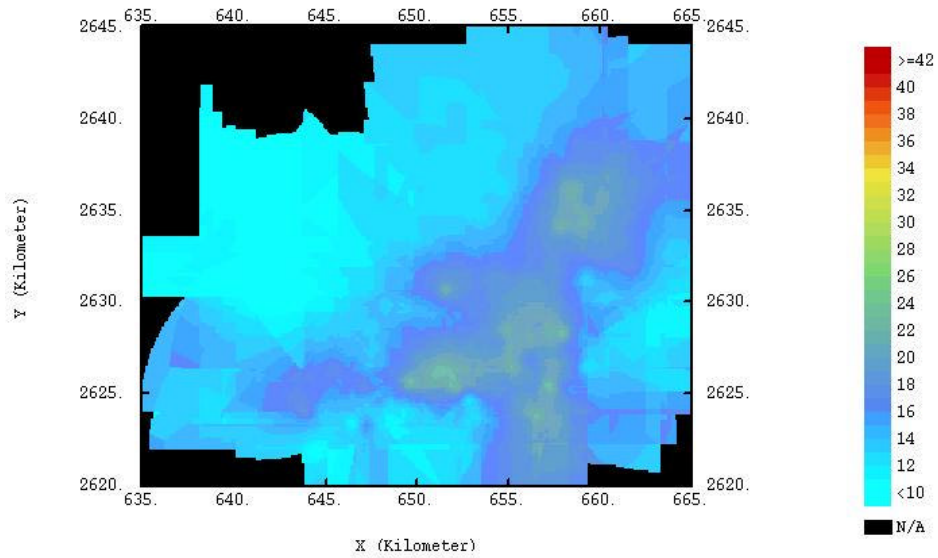
Concentrations en NO<sub>2</sub> (µg/m<sup>3</sup>)



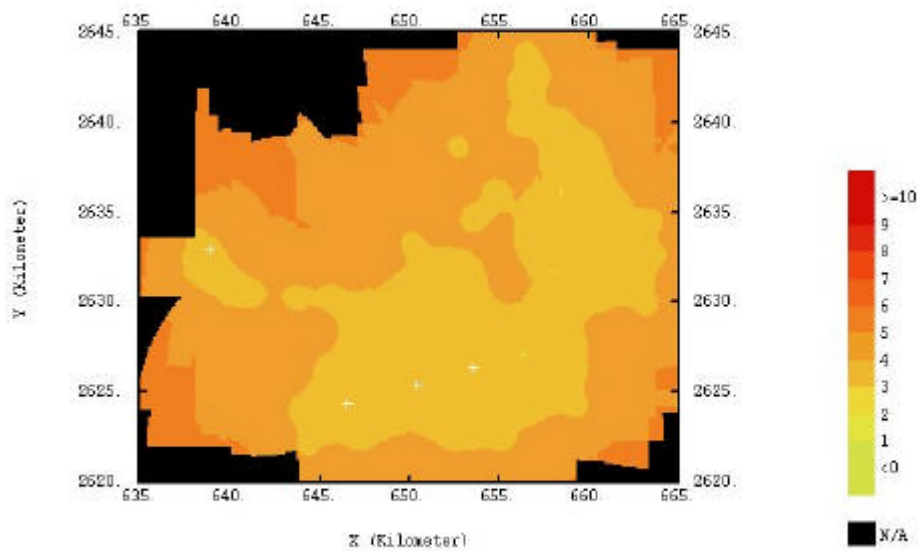
Ecarts-types de krigage (µg/m<sup>3</sup>)

## ANNEXE 4

### Période n°4 du 8/07/98 au 22/07/98



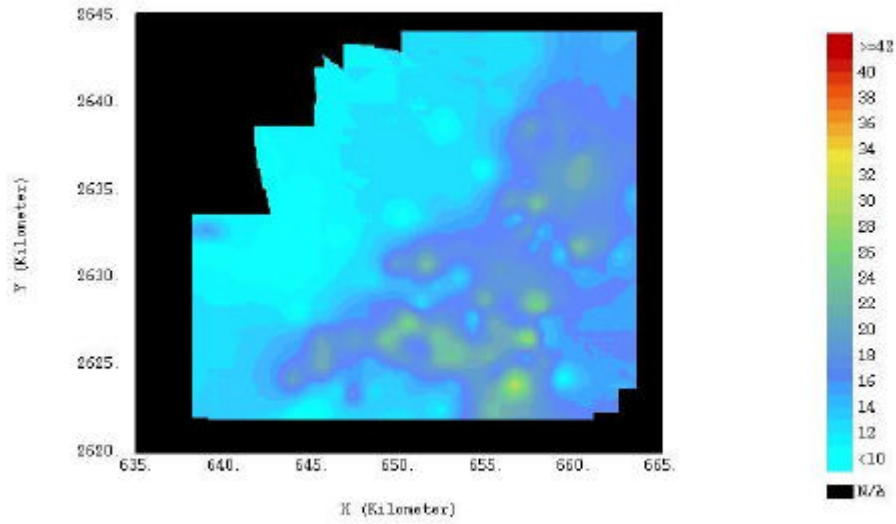
Concentrations en NO<sub>2</sub> (µg/m<sup>3</sup>)



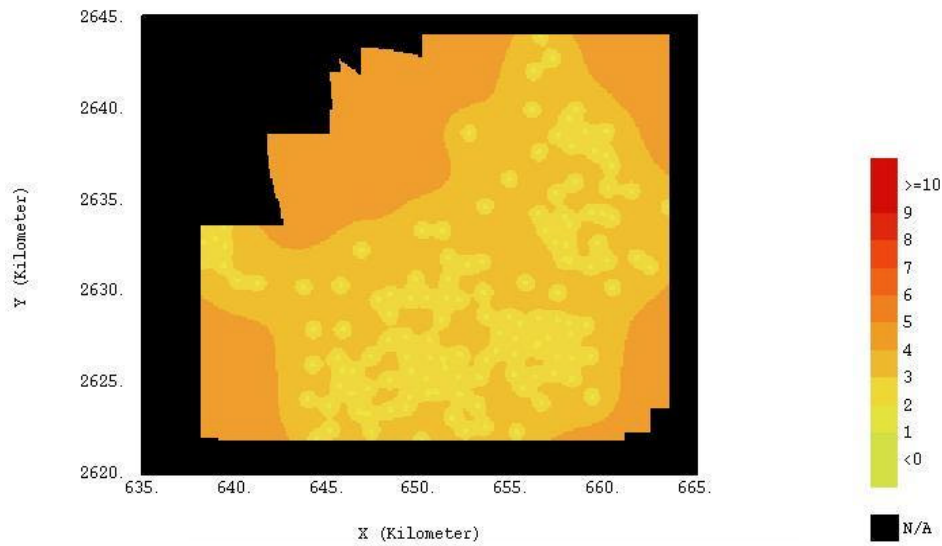
Ecart-types de krigeage (µg/m<sup>3</sup>)

## ANNEXE 5

### Période n°5 du 22/07/98 au 5/08/98



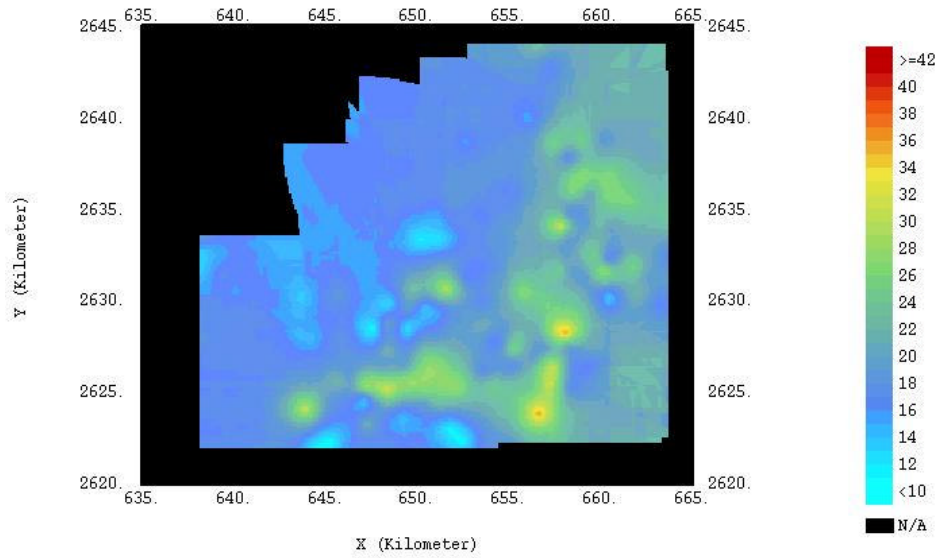
Concentrations en  $\text{NO}_2$  ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )



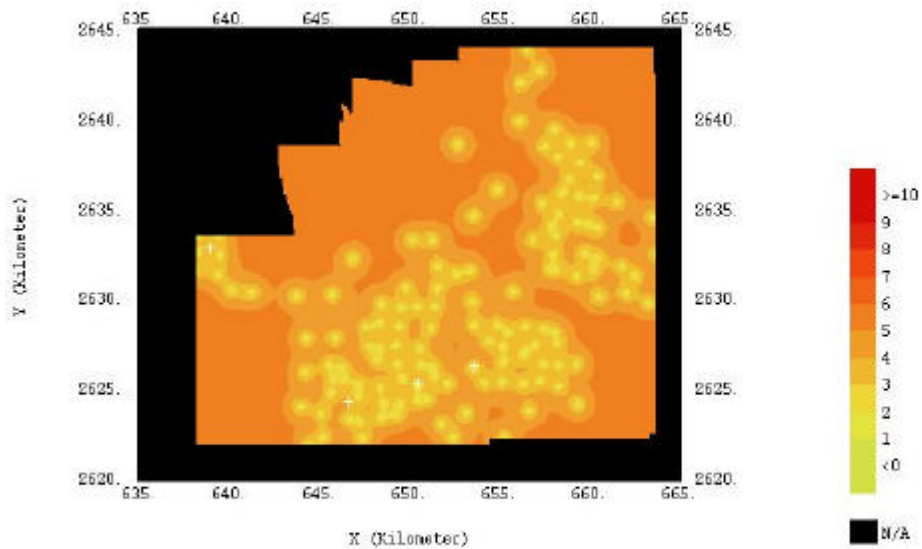
Ecart-types de krigeage ( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )

## ANNEXE 6

### Période n°6 du 5/08/98 au 19/08/98



Concentrations en NO<sub>2</sub> (µg/m<sup>3</sup>)

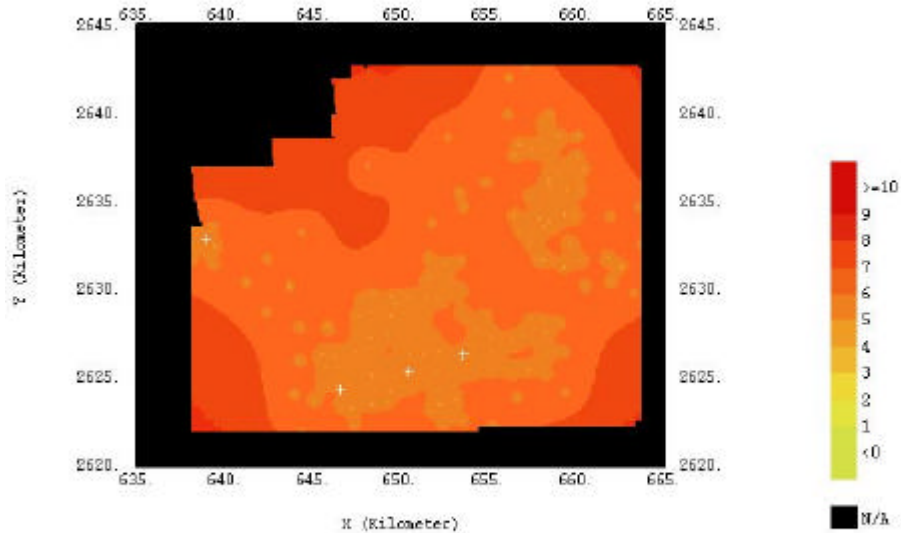
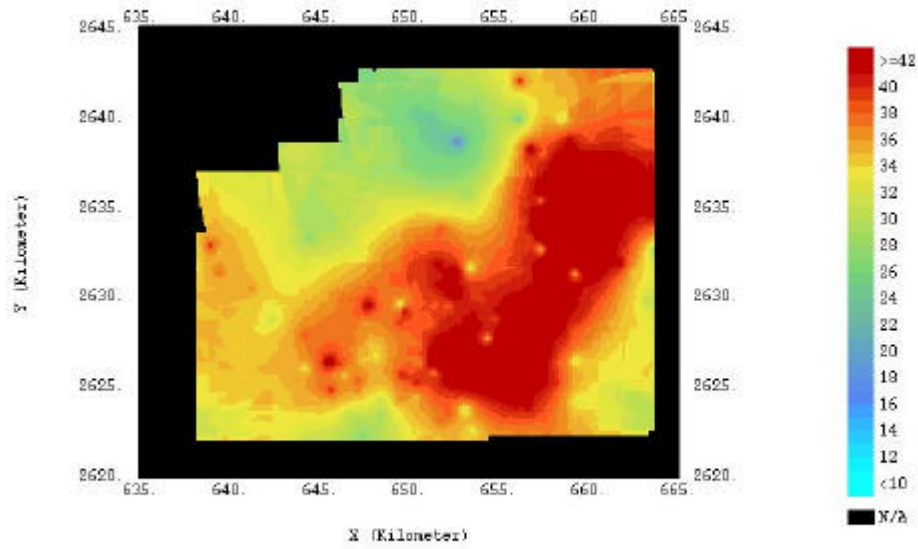


Ecart-types de krigage (µg/m<sup>3</sup>)



## ANNEXE 7

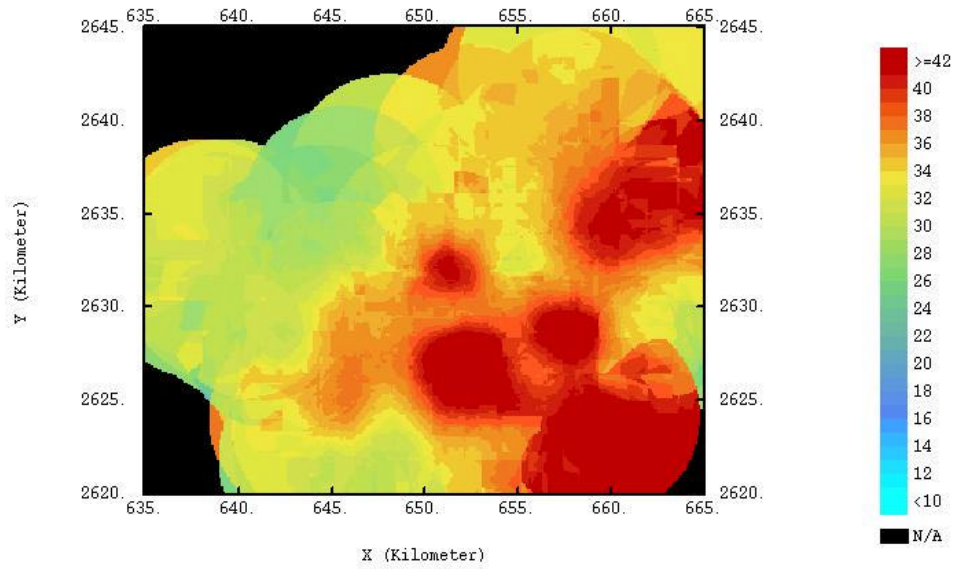
### Période n°7 du 3/12/99 au 16/12/99



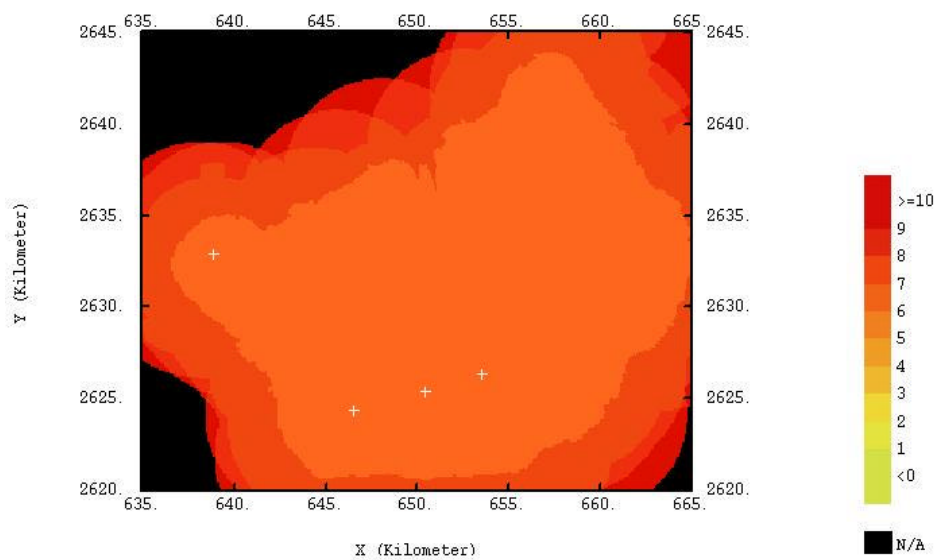


## ANNEXE 8

### Période n°10 du 20/01/99 au 3/02/99



Concentrations en NO<sub>2</sub> (µg/m<sup>3</sup>)



Ecart-types de krigeage (µg/m<sup>3</sup>)