

cee

CENTRE D'ÉTUDES DE L'EMPLOI

Mai
2011

Pourquoi un retour à l'emploi
plus rapide à proximité de la frontière ?

Jonathan Bougard

145

Document de travail

Pourquoi un retour à l'emploi plus rapide à proximité de la frontière ?

JONATHAN BOUGARD

jonathan.bougard@cee-recherche.fr

Centre d'études de l'emploi, Tepp-CNRS

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 145

mai 2011

www.cee-recherche.fr

Directeur de publication : Alberto Lopez

ISSN 1776-3096
ISBN 978-2-11-128129-5

POURQUOI UN RETOUR À L'EMPLOI PLUS RAPIDE À PROXIMITÉ DE LA FRONTIÈRE ?

Jonathan Bougard

RÉSUMÉ

Dans les régions frontalières, les durées de chômage des communes augmentent avec la distance à la frontière jusqu'à un seuil d'une trentaine de kilomètres, puis diminuent légèrement au-delà de ce seuil. Les écarts de durée de chômage entre les localités frontalières et celles situées à une trentaine de kilomètres de la frontière, toutes choses égales par ailleurs, sont de un à huit mois selon les définitions de la sortie du chômage. Pour expliquer cet effet « frontière », on effectue d'abord des régressions à l'aide d'un modèle spatial autorégressif estimé par *Maximum de Vraisemblance*, puis on calcule des durées résiduelles de chômage à l'aide d'un modèle linéaire estimé par *Moindres Carrés Ordinaires*. L'avantage tiré d'une localisation près de la frontière s'explique essentiellement par des effets de composition sociale, principalement par la proportion d'actifs travaillant à l'étranger, qui permettent des réseaux relationnels et informationnels de meilleure qualité. Localement, ce schéma s'applique assez bien aux communes qui avoisinent la Belgique, le Luxembourg, la Suisse et l'Espagne, mais il semble moins adapté aux zones frontalières de l'Allemagne et de l'Italie.

Mots-clefs : durée de chômage, retour à l'emploi, disparités spatiales, effet « frontière », modèle spatial.

Codes JEL : C41, J64, R1

Why a better Back-to-Work near the Border?

Abstract

In French border areas, the unemployment durations of municipalities increase with distance from the border to a threshold of about thirty kilometers, then slightly decrease after this threshold. Depending on the indicator of unemployment exit, differences in unemployment durations between border municipalities and those located around thirty kilometers from the border are one to eight months, while controlling for the labour force composition. In order to explain this “border effect”, we first use a spatial autoregressive model estimated by Maximum Likelihood. Then we calculate residual durations of unemployment using a linear model estimated by Ordinary Least Squares. The benefit drawn from a location near the border is mainly due to some effects of social composition, especially by the proportion of cross-border workers, who improve the quality of informational and relational networks. This scheme applies to municipalities close to Belgium, Luxembourg, Switzerland and Spain, but it seems less efficient near the borders with Germany and Italy.

Keywords: *duration of unemployment, back-to-work, spatial disparities, border effect, spatial model.*

INTRODUCTION¹

Les études appliquées au marché du travail français sont encore assez peu nombreuses à comporter une dimension spatiale dans leur analyse. Pourtant, même si les politiques de l'emploi sont largement indifférenciées sur le territoire, la diversité des contextes locaux rend souhaitable une analyse spatialisée.

Les travaux récents sur la question du retour à l'emploi ont montré qu'il existait de fortes disparités territoriales, quelle que soit l'échelle retenue : de forts contrastes existent à l'échelle nationale entre les régions, mais aussi entre les communes d'un même département ou d'une même zone d'emploi. C'est pour prendre en compte cette diversité de situations qu'a été élaboré le modèle SOLSTICE², qui évalue dans chaque localité les chances de sortir du chômage. SOLSTICE constitue un système original d'observation géo-localisée : en mobilisant des données de flux, il permet de mesurer une durée moyenne de recherche d'emploi, et ce, au niveau géographique le plus fin, celui de la commune ou du code postal. Il mobilise les données du fichier historique statistique (FHS) de Pôle emploi, qui permettent de calculer des durées brutes et des durées nettes de chômage : les durées brutes sont celles observées dans chaque localité, tandis que les durées nettes sont calculées de façon à neutraliser les caractéristiques de la main-d'œuvre propres à chaque commune. Les durées nettes rendent ainsi les communes directement comparables entre elles, en faisant ressortir l'effet du territoire « toutes choses égales par ailleurs ».

Les travaux de Duguet, L'Horty et Sari (2008) réalisés avec SOLSTICE mettent en évidence de fortes disparités spatiales liées à des effets de territoires : chaque région se caractérise par une forte dispersion des durées locales de chômage, qui est peu affectée par le passage d'une durée brute à une durée nette. Dans les zones frontalières, les cartes régionales des sorties du chômage suggèrent que ces effets de territoires s'expliquent en partie par la distance à la frontière. Dans le prolongement de ces travaux, la présente étude vise à analyser spécifiquement cet effet « frontière ». Il s'agit d'explicitier le profil des durées nettes de chômage selon la distance à la frontière, puis de comprendre par quels leviers cette distance agit sur la capacité des territoires à favoriser le retour à l'emploi. L'apport de l'étude porte ainsi sur la compréhension de la dynamique du retour à l'emploi dans l'ensemble des zones frontalières, qui représentent plus d'un cinquième du territoire métropolitain.

L'étude comporte cinq sections. Dans la première, on décrit la méthodologie retenue pour évaluer localement les chances de sortir du chômage et mesurer la distance à la frontière. Sont présentés les quatre approches de la sortie du chômage utilisées pour le calcul des durées nettes ainsi que les deux indicateurs de distance à la frontière qui sont construits. On peut alors, dans une deuxième section, analyser les disparités spatiales des durées nettes de chômage dans les territoires frontaliers et représenter le profil des durées nettes selon la distance à la frontière. On présente ensuite, dans la troisième section, les mécanismes théoriques susceptibles d'expliquer ce profil, c'est-à-dire d'expliquer que la distance à la frontière influence les

¹ Je tiens à remercier particulièrement Yannick L'Horty et l'ensemble des membres de l'équipe CELESTE pour leurs commentaires et suggestions sur ce travail. Je remercie également Ekaterina Kalugina pour sa relecture à la fois attentive et constructive d'une première version de ce papier.

² SOLSTICE signifie Système d'Observation Localisée et de Simulation des Trajectoires d'Insertion, de Chômage et d'Emploi. Il s'agit d'un modèle développé par l'équipe CELESTE du Centre d'études de l'emploi (CEE).

chances de sortir du chômage, à composition de main-d'œuvre donnée. Enfin, dans les quatrième et cinquième sections, on teste empiriquement les intuitions théoriques de la section précédente. On effectue d'abord des régressions des durées nettes de chômage à l'aide d'un modèle spatial autorégressif estimé par *Maximum de Vraisemblance*, qui permet de contrôler l'autocorrélation spatiale. Puis on calcule des durées nettes résiduelles de chômage à l'aide d'un modèle linéaire estimé par *Moindres Carrés Ordinaires*, pour mesurer l'apport respectif des différentes variables explicatives du modèle à l'explication de l'effet « frontière ». Intuitivement, il s'agit d'identifier les facteurs d'explication qui, une fois pris en compte dans les régressions, rendraient la distance à la frontière sans effet sur les durées. Dans la quatrième section, on retient une approche globale en considérant les territoires frontaliers pris dans leur ensemble. Dans la cinquième section, on retient une approche plus locale en distinguant les territoires en fonction du pays voisin près duquel ils se trouvent.

1. SOURCES ET MÉTHODES

1.1. Mesurer la sortie du chômage

Les données mobilisées proviennent du fichier historique statistique (FHS) de Pôle emploi, dans sa version exhaustive. Elles permettent de suivre sur trois années les trajectoires des demandeurs d'emploi qui se sont inscrits entre le 1^{er} juillet 2002 et le 30 juin 2003. L'ensemble des demandeurs inscrits en fin de mois dans les catégories 1, 2, 3 et 6, 7, 8 (indemnisés ou non) est pris en compte. De cette façon, trois catégories de demandeurs d'emploi sont suivies, tout en intégrant les demandeurs en activité réduite³ :

- catégories 1 et 6 : recherche d'un CDI à plein-temps ;
- catégories 2 et 7 : recherche d'un CDI à temps partiel ;
- catégories 3 et 8 : recherche d'un CDD.

Deux définitions sont retenues pour le calcul des durées de chômage, afin de prendre en compte la nature plus ou moins pérenne des sorties des listes de Pôle emploi :

- *sorties simples* : un demandeur d'emploi est considéré comme sorti des listes s'il est sorti pendant au moins un mois ;
- *sorties durables* : un demandeur d'emploi n'est considéré comme sorti des listes qu'après un délai de six mois sans réinscription.

Mais la sortie des listes de Pôle emploi n'est pas facile à traiter, car toutes les sorties ne se font pas pour reprise d'emploi, et que toutes les sorties pour reprise d'emploi ne sont pas déclarées. Chaque mois, seul un quart des sorties environ correspond à des reprises d'emploi déclarées (d'après les motifs de sortie renseignés dans le FHS). Mais l'enquête « Sortants » réalisée chaque trimestre par Pôle Emploi et la Dares⁴ indique que la moitié des sorties se fait effectivement pour cause de reprise d'emploi. Pour en tenir compte, deux définitions plus ou moins extensives sont retenues :

- *sorties pour tout motif* : toutes les sorties sont prises en compte, quel que soit le motif renseigné dans le FHS (reprise d'emploi, absence au contrôle, radiation, etc.) ;

³ Les demandeurs d'emploi des catégories 1 à 3 n'exercent pas ou exercent peu d'activité réduite, tandis que ceux des catégories 6 à 8 exercent au moins 78 heures d'activité réduite par mois. Depuis 2009, ces catégories sont présentées selon de nouveaux groupements statistiques (catégories A, B, C).

⁴ Direction de l'animation de la recherche des études et des statistiques (ministère du Travail, de l'Emploi et de la Santé).

- *sorties pour reprise déclarée* : seules les sorties ayant pour motif une « reprise d'emploi déclarée » dans le FHS sont prises en compte.

Croiser ces différentes approches permet d'aborder la sortie du chômage sous quatre angles différents et d'encadrer la réalité des sorties de listes pour retour à l'emploi (tableau 1). Les *sorties simples pour tout motif* correspondent à une définition « administrative » des sorties, au sens où elle coïncide assez bien avec les statistiques publiées régulièrement par Pôle emploi. Ces sorties ont tendance à surestimer le retour à l'emploi et peuvent donc être considérées comme une borne inférieure. À l'inverse, les *sorties durables pour reprise déclarée* ont tendance à sous-estimer le retour à l'emploi et peuvent être considérées comme une borne supérieure.

Tableau 1. Quatre approches de la sortie du chômage

	<i>Sorties pour tout motif</i>	<i>Sorties pour reprise déclarée</i>
<i>Sorties simples</i>	<i>Sorties simples pour tout motif</i> Toutes les sorties du fichier sont prises en compte dès qu'elles atteignent un mois	<i>Sorties simples pour reprise déclarée</i> Seules les sorties d'au moins un mois déclarées comme des reprises d'emploi sont prises en compte
<i>Sorties durables</i>	<i>Sorties durables pour tout motif</i> Toutes les sorties du fichier sont prises en compte dès qu'elles atteignent six mois	<i>Sorties durables pour reprise déclarée</i> Seules les sorties d'au moins six mois déclarées comme des reprises d'emploi sont prises en compte

1.2. Estimer des durées de chômage : durée brute et durée nette

Une fois établies ces définitions, les données permettent d'estimer des modèles de durée avec des effets fixes locaux, en contrôlant par un grand nombre de variables explicatives. Ces estimations sont reprises de Duguet, Goujard et L'Horty (2009)⁵.

Le taux de sortie des listes de Pôle emploi est modélisé en retenant une spécification de Weibull : il est une fonction du temps passé au chômage et des caractéristiques de l'individu. Les taux de sortie et les espérances de durée d'inscription sur les listes de Pôle emploi sont calculés au niveau communal, pour autant qu'il y ait un nombre suffisant d'observations dans chaque localité. Lorsqu'au moins cent demandeurs d'emploi résident dans une commune, les indicateurs sont calculés au niveau de cette localité. S'il y a moins de cent demandeurs d'emploi, la commune est regroupée avec les autres communes de son code postal dans lesquelles résident également moins de cent demandeurs d'emploi. Les indicateurs sont alors calculés au niveau de ce code postal. S'il y a moins de cent demandeurs d'emploi au niveau du code postal, les indicateurs ne sont pas calculés. Le seuil de cent demandeurs d'emploi assure à la fois des estimations de qualité et une bonne couverture du territoire.

L'indicateur de « durée brute » correspond à la durée moyenne d'inscription observée dans la commune. Cet indicateur combine deux effets : d'une part, la capacité du territoire à faciliter la sortie du chômage, d'autre part, la capacité individuelle des demandeurs d'emploi à retrouver un travail, elle-même fonction de leurs caractéristiques socio-économiques (âge, diplôme, qualification, etc.). L'indicateur de « durée nette » est obtenu en estimant un modèle

⁵ La méthode d'estimation est présentée en détail dans l'annexe 2 de Duguet, Goujard et L'Horty (2009).

à effets fixes au niveau communal. Ce modèle inclut, en plus des effets fixes locaux, toutes les caractéristiques socio-économiques des demandeurs d'emploi : sexe, âge, nationalité, situation matrimoniale, nombre d'enfants, plus haut diplôme obtenu, type de contrat recherché, métier recherché, motif d'entrée au chômage et situation relativement au revenu minimum d'insertion (RMI). La durée nette correspond ainsi à la durée que l'on constaterait dans la commune si celle-ci possédait les caractéristiques socio-économiques moyennes de sa région, en laissant les effets fixes locaux inchangés. Par construction, la durée nette neutralise toutes les différences de composition de la main-d'œuvre, puisque l'on impose la même valeur des variables socio-économiques à toutes les unités locales au sein de chaque région.

La durée nette représente un effet de territoire « toutes choses égales par ailleurs », car elle est corrigée des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi, ce qui rend les communes directement comparables les unes aux autres. Cet effet de territoire peut se décliner en plusieurs composantes : la plus importante est vraisemblablement reliée à la demande de travail (l'implantation des entreprises par activité, par exemple), mais elle inclut également des facteurs reliés aux interactions avec des agents économiques locaux (effets de quartier, effets de pair) ou encore l'effet des mesures de politiques de l'emploi, quand elles sont spécifiques à la commune.

1.3. Mesurer la distance à la frontière

Deux mesures de distance « à vol d'oiseau » sont construites à l'aide des bases de données GEOFLA (limites administratives), Route 120 (réseau routier principal français) et RGC (répertoire géographique des communes) de l'IGN : la distance minimale à la frontière et la distance au point de franchissement routier le plus proche (en kilomètres). Chaque commune est identifiée géographiquement par les coordonnées (latitude, longitude) de son centroïde (qui peut s'interpréter comme un centre de gravité). La distance à la frontière est approximée, pour chaque localité, en calculant la distance qui sépare cette localité de la localité frontalière la plus proche⁶ : la frontière est ainsi définie par l'ensemble des centroïdes des communes frontalières. La distance calculée est une distance orthodromique, qui tient compte de la nature sphérique de la Terre et offre donc une meilleure précision qu'une mesure de distance euclidienne classique. La distance à la frontière de la commune i , de coordonnées $(Lat_i, Long_i)$ se calcule comme suit :

$$D_i = \min (D_{i,j}) \text{ pour toute commune } i \text{ et toute commune frontalière } j$$

avec $D_{i,j}$ la distance orthodromique séparant les communes i et j

$$\text{où } D_{i,j} = \arccos (\cos(Lat_i) * \cos(Lat_j) * \cos(Long_j - Long_i) + \sin(Lat_i) * \sin(Lat_j)) * r$$

avec r le rayon de la Terre en kilomètres, soit $r = 6378$.

La distance au point de franchissement routier le plus proche est calculée de la même façon. Après avoir identifié l'ensemble des communes comportant un point de franchissement de la frontière par la route⁷, on calcule la distance qui sépare chaque localité du point de franchissement le plus proche :

⁶ Une commune est frontalière si son contour possède une intersection avec une frontière internationale.

⁷ Seuls les axes routiers principaux sont pris en compte : ces axes sont ceux renseignés par la base de données Route 120 de l'IGN, qui répertorient 120 000 kilomètres de routes du réseau principal français (autoroutes, liaisons principales, régionales et locales).

$$\overline{D}_i = \min (D_{i,k}) \text{ pour toute commune } i$$

et toute commune frontalière avec point de franchissement routier k .

On identifie près de cinq cents communes frontalières en France continentale, réparties dans onze régions. Parmi ces communes, une sur quatre (24 %) possède au moins un point de franchissement routier vers un voisin européen. La carte 1 et le tableau 2 présentent quelques éléments descriptifs sur les communes frontalières et sur les distances des communes à la frontière. Seules les communes situées au sein d'une « bande-frontière » large de cinquante kilomètres sont étudiées. Cette limite correspond à une distance domicile-travail qui permet de tenir compte de la grande majorité des déplacements des lieux de résidence vers les lieux d'emploi : dans 90 % des cas, parmi les salariés qui quittent leur commune pour aller travailler, la distance des déplacements domicile-travail (par la route) est inférieure à cinquante kilomètres (Baccaïni, Sémécurbe et Thomas, 2007). De plus, la distance calculée est par construction inférieure à la distance effective des déplacements en transports : le seuil de cinquante kilomètres correspond donc à une limite basse.

Carte 1. Les communes situées à moins de 50 kilomètres de la frontière

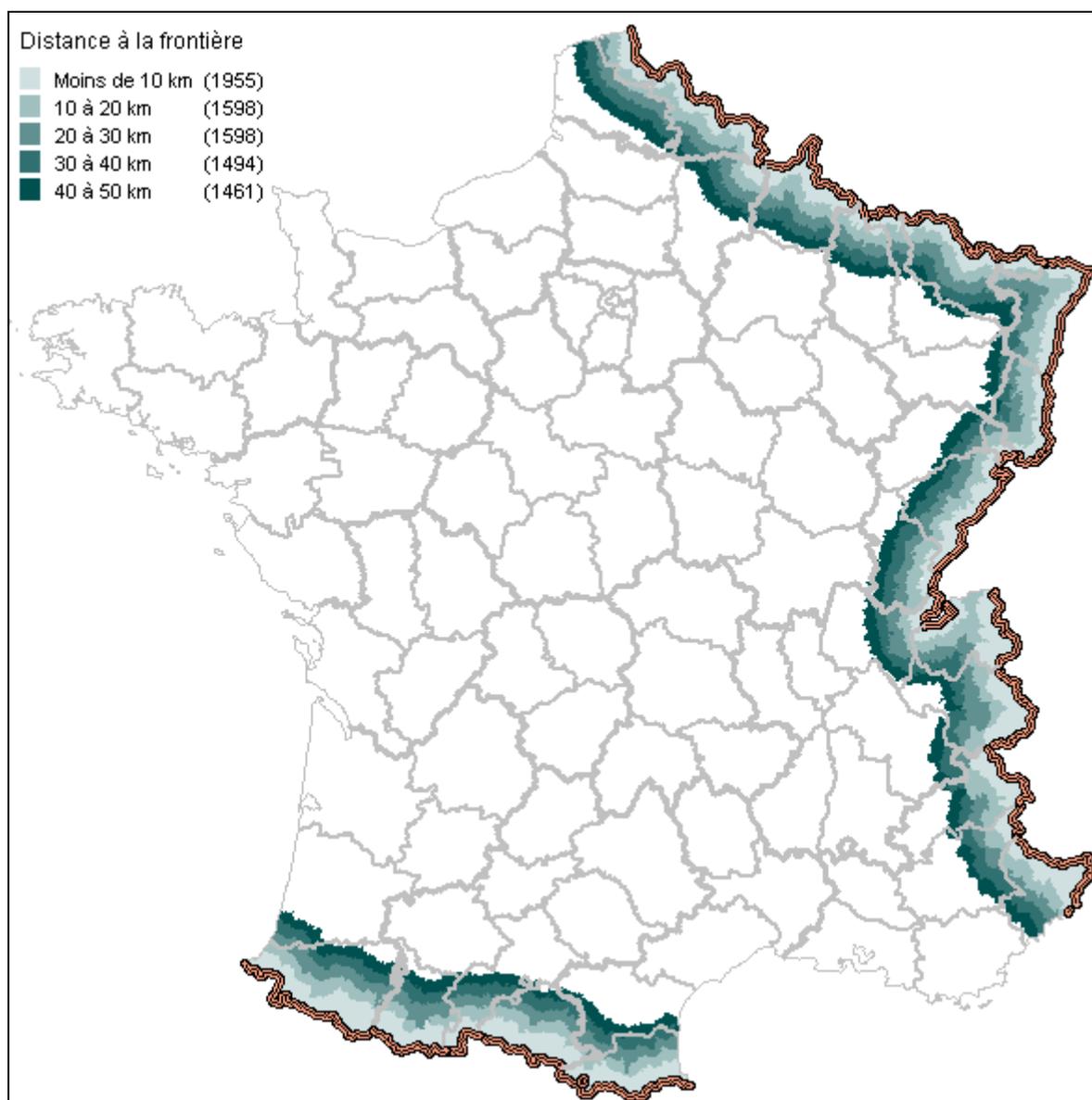


Tableau 2. Communes frontalières et distance à la frontière

Régions frontalières	$D_i = 0$	$\overline{D}_i = 0$	$D_i \leq 30$ km	$D_i \leq 50$ km
Nord-Pas-de-Calais	77	24	752	1160
Picardie	3	1	137	274
Champagne-Ardenne	43	8	314	444
Lorraine	78	18	718	1218
Alsace	70	16	810	903
Franche-Comté	47	9	666	1192
Rhône-Alpes	54	16	448	741
Provence-Alpes-Côte d'Azur	22	7	184	295
Languedoc-Roussillon	34	5	222	359
Midi-Pyrénées	38	2	613	997
Aquitaine	27	11	289	523
TOTAL des communes	493	117	5153	8106

Lecture : Il existe 77 communes frontalières en région Nord-Pas-de-Calais, dont 24 possèdent un point de franchissement de la frontière par la route. 752 communes de la région sont situées à moins de 30 kilomètres de la frontière et 1 160 à moins de 50 kilomètres.

Source : Calculs SOLSTICE, CEE, à partir des bases de données GEOFLA, Route 120 et RGC de l'IGN.

2. LES DISPARITÉS DE DURÉE DE CHÔMAGE DANS LES ZONES FRONTALIÈRES

Les vingt-deux études régionales réalisées avec SOLSTICE par Duguet, L'Horty et Sari (2008) mettent clairement en évidence la présence d'effets de territoires. Le passage des durées brutes aux durées nettes affecte peu les écarts de durées de chômage entre les localités, qui ne s'expliquent que partiellement par les caractéristiques de la main-d'œuvre. Il existe donc un effet propre du territoire, qui s'ajoute à celui des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi. C'est cet effet propre du territoire que mesure la durée nette de chômage (à l'échelle de la commune ou du code postal).

2.1. Des durées nettes de chômage spatialement corrélées

Dans chaque région, les cartes des durées nettes de chômage révèlent la présence de vastes ensembles de communes, uniformément favorables ou défavorables au retour à l'emploi. Ce résultat suggère l'existence d'une autocorrélation spatiale (ou dépendance spatiale) des durées nettes de chômage. L'autocorrélation spatiale se traduit par une corrélation statistique entre les valeurs d'une variable en un lieu donné et les valeurs de cette même variable en d'autres lieux : il y a alors un lien entre la proximité statistique et la proximité géographique des unités spatiales.

La statistique de Moran fournit une mesure de l'autocorrélation spatiale globale⁸. Cette autocorrélation est dite positive lorsqu'il y a une tendance à la concentration dans l'espace, pour une variable donnée, des valeurs faibles ou des valeurs élevées de cette variable. À l'inverse, elle est dite négative lorsque chaque localisation tend à être entourée par des voisins qui présentent des valeurs très différentes de la sienne. L'indice I de la statistique de Moran se calcule de la façon suivante :

$$I = \frac{N}{S_o} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_i (X_i - \bar{X})^2}$$

avec S_o un facteur d'échelle égal à la somme de tous les éléments de W , la matrice de poids spatiaux de taille (N,N) , dont l'élément caractéristique w_{ij} résume les interactions entre les communes i et j .

Le numérateur de l'indice I de Moran s'interprète comme la covariance entre unités voisines et le dénominateur comme la variance totale observée. Une valeur de l'indice proche de 1 signifie qu'il existe une forte autocorrélation positive et une valeur proche de -1 une forte autocorrélation négative. Le tableau 3 présente les valeurs de l'indice I de Moran des durées nettes de chômage pour deux types de matrices de voisinage, car l'indice est sensible à la matrice de poids spatiaux choisie. L'annexe 1 présente les quatre matrices de voisinage utilisées.

Tableau 3. Indice I de Moran des durées nettes de chômage

I de Moran (p-value)	Définition retenue pour l'estimation des durées nettes de chômage			
Matrice de voisinage	<i>Sorties simples tout motif</i>	<i>Sorties simples reprise déclarée</i>	<i>Sorties durables tout motif</i>	<i>Sorties durables reprise déclarée</i>
Critère de contigüité				
Reine à l'ordre 1	0,8563 (0,001)	0,9068 (0,001)	0,8166 (0,001)	0,8729 (0,001)
Reine à l'ordre 2	0,8056 (0,001)	0,8677 (0,001)	0,7541 (0,001)	0,8234 (0,001)
Critère de distance				
5 plus proches voisins	0,8616 (0,001)	0,9017 (0,001)	0,8264 (0,001)	0,8682 (0,001)
Voisins dans les 10 km	0,7891 (0,001)	0,8449 (0,001)	0,7278 (0,001)	0,8044 (0,001)

Lecture : En retenant une matrice de voisinage de type « reine » à l'ordre 1 et la définition des *sorties simples pour tout motif*, l'indice I de Moran est significatif au seuil de 1 % et prend une valeur de 0,8563.

Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

L'indice est positif et très élevé quel que soit le type de matrice retenu, et pour toutes les définitions de la sortie du chômage : il y a donc une autocorrélation spatiale globale fortement positive. Cela signifie que les communes qui présentent les durées de chômage les plus élevées (respectivement les plus faibles) ont tendance à se concentrer fortement dans l'espace. L'autocorrélation spatiale globale est plus forte pour les *sorties simples* (plus d'un

⁸ Les calculs relatifs à la mesure de l'autocorrélation spatiale sont réalisés avec le logiciel GeoDa.

mois) que pour les *sorties durables* (plus de six mois) ; elle est aussi plus forte pour les *sorties pour reprise déclarée* que pour les *sorties pour tout motif*⁹.

La statistique de Moran dans sa version locale LISA permet d'identifier les territoires pour lesquels le regroupement spatial des durées de chômage est significatif, en précisant s'il s'agit d'un regroupement de valeurs similaires (LISA > 0) ou dissimilaires (LISA < 0). Cette statistique se calcule de la façon suivante :

$$I_i = \frac{(X_i - \bar{X})}{m_o} \cdot \sum_j w_{ij} (X_j - \bar{X}) \quad \text{avec} \quad m_o = \frac{\sum_i (X_i - \bar{X})^2}{N}$$

Les matrices de poids spatiaux étant standardisées, la moyenne des statistiques locales I_i est égale à la statistique globale I . Un indice LISA positif implique que chaque localité est entourée par des voisins qui lui ressemblent du point de vue des chances de sortir du chômage. À l'inverse, un indice LISA négatif implique que chaque localité est entourée par des voisins qui lui sont opposés du point de vue des chances de retour à l'emploi. Ce cas de figure se rencontre rarement : très peu de territoires rassemblent des communes présentant des durées de chômage radicalement différentes. C'est le cas, en moyenne, de 3 % des communes pour lesquelles il existe un regroupement spatial significatif (en considérant l'ensemble des quatre matrices de voisinage et des quatre définitions de la sortie du chômage possibles). Dans tous les autres cas, l'indice LISA est positif : c'est ce que représente la carte 4, où la statistique LISA est appliquée à l'ensemble des communes situées à moins de cinquante kilomètres de la frontière¹⁰.

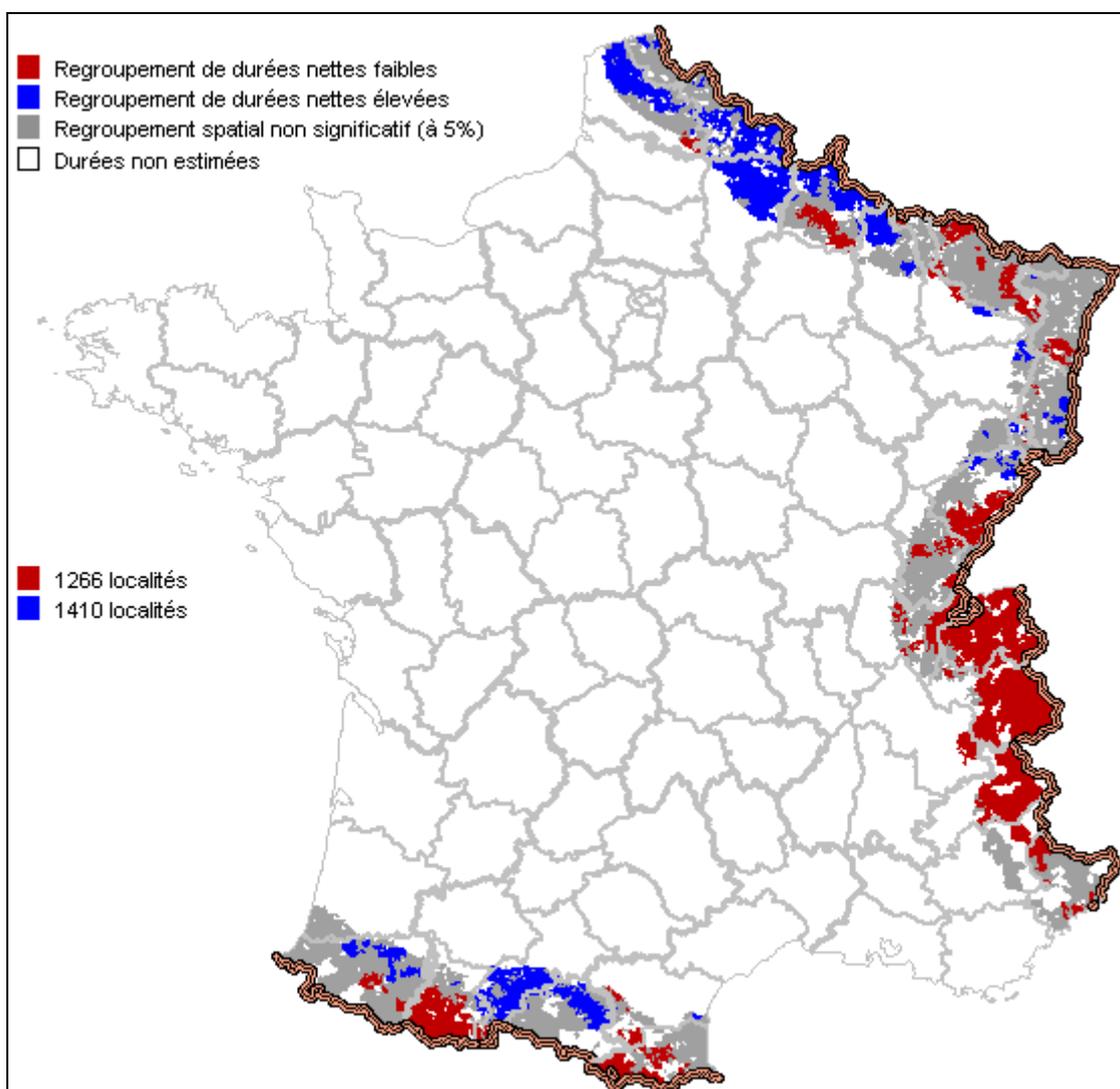
Les régions Nord-Pas-de-Calais et Picardie se caractérisent par la présence de vastes ensembles regroupant des localités où les durées nettes de chômage sont élevées. En Champagne-Ardenne, le constat est plus nuancé : il existe à la fois des espaces qui concentrent de fortes durées de chômage (à proximité de la frontière) et des espaces caractérisés par de faibles durées de chômage (dans le sud des Ardennes). C'est aussi le cas en Lorraine, Alsace et Franche-Comté. Toutefois, dans ces trois régions, les regroupements de communes sont plus disséminés et les durées de chômage plus souvent plus courtes qu'en Champagne-Ardenne. En Rhône-Alpes, la quasi-totalité des communes est concerné par un phénomène de dépendance spatiale locale : la plupart des localités présentent une faible durée nette de chômage et sont entourées par des voisins présentant eux-aussi de faibles durées de chômage. Ce mouvement s'étend jusqu'au nord de la région Provence-Alpes-Côte d'Azur : les localités des Hautes-Alpes forment un ensemble homogène caractérisé par de faibles durées nettes de chômage. Dans le reste de la région, les regroupements spatiaux sont rarement significatifs. Le long de la frontière espagnole, trois ensembles de localités se démarquent. Le premier, favorable à la sortie du chômage, rassemble les communes du sud-ouest de la région Languedoc-Roussillon. Le deuxième, caractérisé par des durées de chômage élevées, réunit des localités du sud de la Haute-Garonne et du nord de l'Ariège. Le

⁹ Recourir à plusieurs types de matrices de voisinage permet d'écarter l'hypothèse d'une autocorrélation expliquée uniquement par un effet « code postal ». Certaines communes ont en effet des durées nettes de chômage identiques parce qu'elles sont regroupées avec d'autres communes du même code postal. Mais le code postal ne peut pas correspondre à la proximité géographique définie par chacune des 4 matrices simultanément. De plus, ces matrices sont définies totalement indépendamment des zonages administratifs existants.

¹⁰ Sur la carte 4, les durées nettes ne sont pas considérées comme élevées ou faibles par rapport à une référence régionale mais par rapport à la durée moyenne de chômage de l'ensemble des communes proches de la frontière. L'application de la statistique LISA dans chaque région conduirait à des résultats différents, car la distribution des durées nettes de chômage prise en compte ne serait plus la même.

troisième ensemble regroupe des communes présentant de faibles durées de chômage situées dans le sud-ouest des Hautes-Pyrénées¹¹.

Carte 4. L'autocorrélation spatiale locale des durées nettes de chômage



Lecture : Les zones figurant en rouge sont celles où il y a un regroupement spatial significatif (au seuil de 5 %) de localités présentant des durées nettes de chômage faibles. Les zones figurant en bleu se caractérisent par un regroupement spatial significatif de localités présentant des durées nettes élevées. La matrice de voisinage utilisée est une matrice de type « reine » à l'ordre 1. La définition de la sortie du chômage est celle des *sorties simples pour tout motif*.

Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

2.2. Une sortie du chômage plus rapide à proximité de la frontière

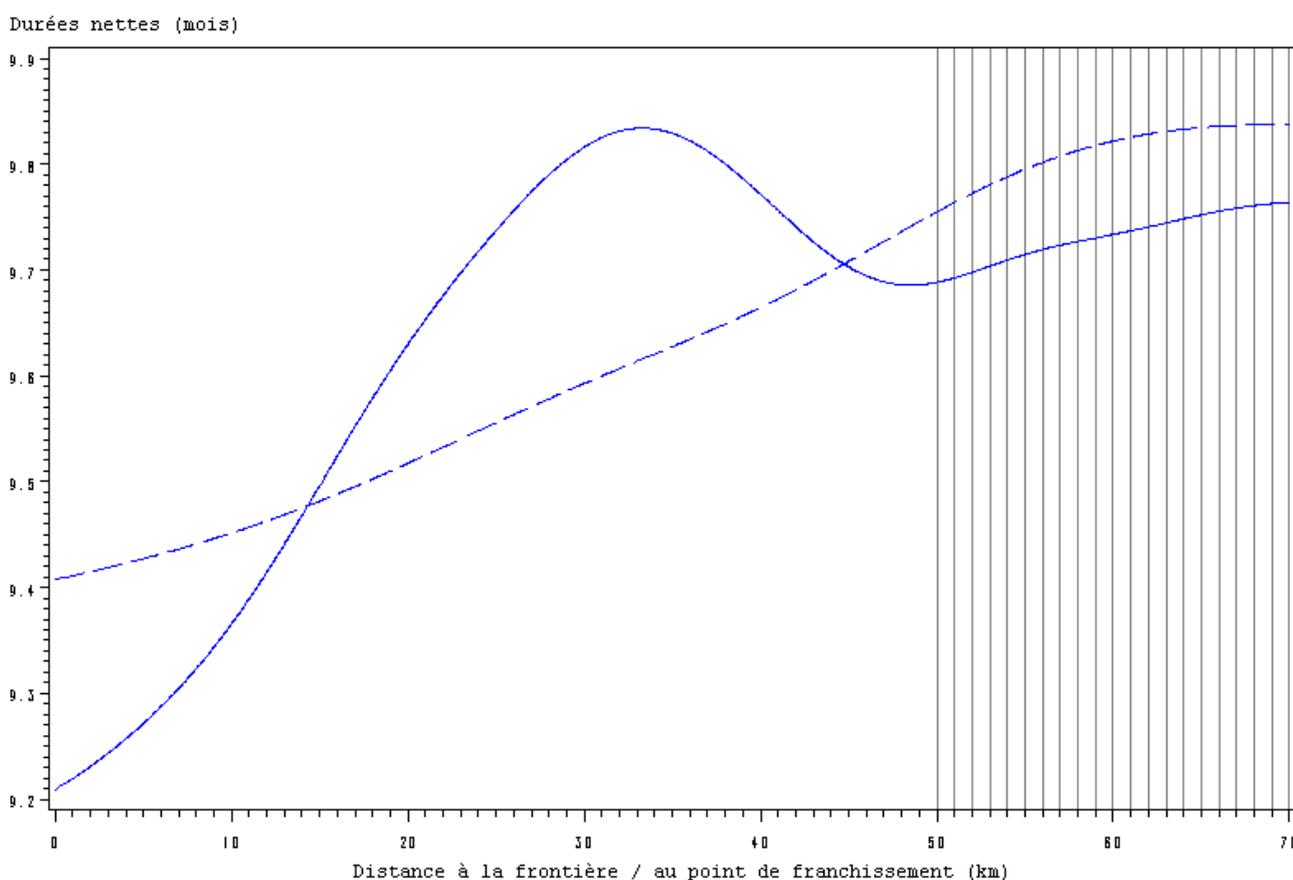
Dans les régions frontalières, les communes situées à proximité de la frontière présentent, en moyenne, des durées nettes de chômage plus faibles que les autres communes de la région

¹¹ Le recours aux autres définitions de la sortie du chômage conduit à des résultats similaires : les regroupements spatiaux significatifs sont positionnés de la même façon. En revanche, leur périmètre varie selon la matrice de voisinage utilisée : plus la proximité géographique est définie largement, plus les regroupements spatiaux significatifs sont vastes.

(pour tous les types de sorties). Cet effet « frontière » se vérifie dans toutes les régions, à l'exception du Nord-Pas-de-Calais, de la Picardie et de la Champagne-Ardenne, dont les localités frontalières de la Belgique n'apparaissent pas avantagées par leur localisation (annexe 2).

Le graphique 1 précise la forme de la durée nette de chômage selon la distance à la frontière, toutes régions confondues. La durée nette augmente avec la distance à la frontière, avec un maximum atteint entre trente et trente-cinq kilomètres, puis décroît légèrement au-delà de ce seuil avant de se stabiliser. L'écart de durée de chômage entre les communes frontalières et celles éloignées de la frontière (situées à une trentaine de kilomètres) varie selon la définition de la sortie du chômage : il est de trois semaines à un mois dans le cas des *sorties pour tout motif* et de cinq à huit mois dans le cas des *sorties pour reprise déclarée* (en étant toujours plus grand pour les *sorties durables* que pour les *sorties simples*).

Graphique 1. Durées nettes selon la distance à la frontière et au point de franchissement



Lecture : Les durées de chômage sont des durées nettes (en mois) et correspondent à des *sorties simples pour tout motif*. Il s'agit d'estimations non paramétriques des durées moyennes de chômage (obtenues avec un noyau d'Epanechnikov et une fenêtre variable déterminée par validation croisée). La courbe en trait continu représente la durée de chômage en fonction de la distance à la frontière et la courbe en pointillés la durée de chômage en fonction de la distance au point de franchissement de la frontière.

Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

Le recours à la distance au point de franchissement de la frontière conduit à un résultat assez différent. La durée nette de chômage s'accroît continûment avec la distance au point de franchissement routier et met plus de temps à atteindre un maximum et à se stabiliser, entre soixante et soixante-dix kilomètres (soit plus que la distance domicile-travail maximum de

cinquante kilomètres fixée dans l'étude). De plus, l'amplitude des durées de chômage entre les localités est plus réduite avec cette mesure de distance, ce qui suggère qu'elle est moins pertinente que la simple distance à la frontière pour expliquer les disparités intercommunales des sorties du chômage. Aussi, dans les sections suivantes, on se concentre sur le profil des durées nettes en fonction de la distance à la frontière sans tenir compte de la présence ou non d'un point de franchissement. On considère que c'est la distance minimale à la frontière qui reflète le mieux la distance à la frontière par les transports. Ce point de vue est renforcé par une limite de l'indicateur de distance au point de franchissement routier, qui ne prend pas en compte la totalité des points de franchissement mais seulement les points principaux (ceux du réseau routier principal français définis par Route 120).

3. LES EFFETS THÉORIQUES DE LA FRONTIÈRE SUR LA SORTIE DU CHÔMAGE

Plusieurs mécanismes de « mésappariement » sont susceptibles d'expliquer que les chances de sortir du chômage, toutes égales par ailleurs, sont meilleures dans les communes situées à proximité de la frontière (ce qu'illustre le graphique 1).

3.1. Le mésappariement spatial, ou *spatial mismatch*

Le mécanisme du mésappariement spatial (*spatial mismatch*) explique la concentration spatiale du chômage et sa persistance par un problème de distance physique à l'emploi, par une déconnexion entre les lieux de résidence et les lieux d'emplois. Ce mécanisme a été mis en avant très tôt par Kain (1968) puis a été beaucoup repris en économie urbaine pour étudier les phénomènes de ségrégation¹². Il peut très bien s'appliquer à la problématique du travail frontalier. Si les entreprises ont intérêt à se localiser près de la frontière, pour se positionner sur des activités exploitant des différentiels de législation (de taux de taxation ou de coûts salariaux par exemple) ou simplement pour capter une demande étrangère, alors la densité d'activité économique et les besoins de main-d'œuvre doivent être plus importants à proximité de la frontière¹³. Dans ce cas, le fait d'en être éloigné prive de certaines opportunités d'emploi, car la distance rend la prospection moins efficace et plus coûteuse. D'une part, l'information disponible sur les emplois vacants décroît avec la distance à ces emplois : les employeurs ont des moyens de recrutement dont la portée est parfois limitée dans l'espace (annonces diffusées dans les journaux locaux, par exemple) et les demandeurs d'emploi ont des difficultés à identifier les employeurs potentiels dans des zones éloignées qu'ils connaissent mal. D'autre part, les emplois distants génèrent des coûts monétaires et temporels, qui peuvent dissuader les demandeurs d'emploi de prospecter loin de leur lieu de résidence ou les désinciter à reprendre un emploi éloigné (Brueckner et Zenou, 2003).

¹² Voir Gobillon, Selod et Zenou (2007) pour une revue de la littérature théorique sur le *spatial mismatch*, Ihlanfeldt et Sjoquist (1998) pour une revue de la littérature empirique.

¹³ Voir Niebuhr et Stiller (2002) pour une revue de la littérature économique sur les régions frontalières et les effets frontières, van Houtum (2000) pour une revue de la littérature géographique.

3.2. Le mésappariement des qualifications, ou *skill mismatch*

La spécialisation des territoires génère des besoins de main-d'œuvre spécifiques. Ces besoins peuvent être éloignés des caractéristiques de la main-d'œuvre disponible localement et conduire à une inadéquation entre les qualifications recherchées par les entreprises et celles offertes par les demandeurs d'emploi. On parle alors de mésappariement des qualifications (*skill mismatch*). Ce mécanisme peut aussi contribuer à expliquer les écarts de durées nettes de chômage entre les localités selon leur éloignement de la frontière. Si la composition des emplois est plus diversifiée à proximité de la frontière et/ou différente d'un côté et de l'autre de la frontière, alors le fait d'en être proche permet d'accéder à une offre de travail plus variée, donc améliore la probabilité de posséder une qualification recherchée et valorisable localement sur le marché du travail.

Le modèle développé par Jackman, Layard et Savoury (1991), qui mesure le chômage d'inadéquation par la dispersion des taux de chômage par catégorie, fournit un indicateur d'inadéquation des qualifications. Cet indicateur, calculé dans chaque localité i , correspond à la demi-variance des taux de chômage relatifs par qualification (ouvriers, employés, professions intermédiaires, cadres). En notant u_{iq} le taux de chômage des actifs de qualification q et u_i le taux de chômage global de la commune i , l'indice JLS s'écrit :

$$JLS_i = \frac{1}{2} \cdot Var\left(\frac{u_{iq}}{u_i}\right)$$

Une valeur élevée de l'indice signifie qu'il existe une forte dispersion des taux de chômage par qualification au sein de la commune, donc que le marché local du travail est plus favorable (ou défavorable) à certaines qualifications qu'à d'autres. À l'inverse, un indice faible signifie que les taux de chômage des ouvriers, des employés, des professions intermédiaires et des cadres sont similaires, donc que ces qualifications sont autant valorisées ou recherchées localement.

3.3. La ségrégation résidentielle, ou *social mismatch*

La ségrégation résidentielle (*social mismatch*) se traduit par la relégation dans certains quartiers de populations défavorisées. La concentration géographique de ces populations peut dégrader leur employabilité, en particulier dans le cas des jeunes (Fitoussi, Laurent et Maurice, 2004). Tout d'abord, parce que la concentration de populations défavorisées freine l'accumulation de capital humain : la concentration d'élèves en difficulté augmente la probabilité d'échec scolaire et affecte donc le niveau d'éducation à la sortie de l'école. Ensuite, parce que l'environnement d'un quartier exerce une influence sur l'ampleur des difficultés sociales que l'on y rencontre (Crane, 1991) : la propension des jeunes à adopter un comportement déviant (l'abandon des études, par exemple) dépend fortement de la proportion d'individus ayant déjà ce comportement dans le quartier. De plus, ces difficultés sociales peuvent conduire à une discrimination territoriale, c'est-à-dire à un zonage en « bons » et « mauvais » quartiers de la part des employeurs, pénalisant d'autant plus les habitants de ces « mauvais » quartiers (Duguet *et alii*, 2010). Il est possible que l'intensité des effets de quartier varie selon la distance à la frontière, par exemple si les demandeurs d'emploi les plus défavorisés sont relégués dans les localités les plus éloignées de la frontière par des effets de richesse (coût du logement, pression foncière, etc.).

La ségrégation résidentielle agit aussi de façon défavorable sur la qualité des réseaux sociaux intervenant dans l'obtention d'un emploi (Granovetter, 1974). En particulier, la recherche d'emploi des peu qualifiés et des jeunes se fait beaucoup par le recours à des contacts personnels (Fontaine, 2006). Par conséquent, le fait d'avoir autour de soi une forte proportion de chômeurs réduit les opportunités d'emploi : il y a alors peu d'actifs occupés susceptibles d'appuyer une candidature ou d'orienter vers des contacts professionnels (Selod et Zenou, 2001). Il est possible que les réseaux sociaux jouent un rôle particulièrement important dans les territoires frontaliers, car la frontière implique des différences légales, institutionnelles, linguistiques et culturelles qui peuvent constituer autant d'obstacles dans l'accès à l'emploi. Dans ce cas, le fait d'avoir autour de soi des actifs travaillant à l'étranger, dans les régions voisines, permet une meilleure information sur ces marchés du travail étrangers (ce qui accroît les opportunités d'emploi) et permet d'atténuer les obstacles que peuvent constituer la langue, la culture, etc. (ce qui rend les opportunités d'emploi plus accessibles). Autrement dit, la proportion d'actifs travaillant à l'étranger dans le voisinage peut rendre la frontière plus ou moins poreuse.

4. LA CONFRONTATION AUX DONNÉES : UNE APPLICATION À L'ENSEMBLE DES ZONES FRONTALIÈRES

L'objectif est de tester empiriquement les effets théoriques décrits dans la section précédente. Il s'agit d'identifier les causes de l'effet « frontière », c'est-à-dire de l'effet positif de la proximité à la frontière sur les chances de retour à l'emploi. La méthode consiste à régresser les durées nettes de chômage par des variables explicatives (mesurant les effets théoriques), sans introduire la distance à la frontière parmi ces variables, pour éviter qu'elle ne capture d'autres effets (corrélés à la distance). On cherche donc à expliquer un effet « frontière » « pur » : intuitivement, il s'agit de trouver les facteurs d'explication qui, une fois pris en compte dans les régressions, rendraient la distance à la frontière sans effet sur les durées nettes de chômage.

4.1. Les données : durées nettes et caractéristiques communales

On considère les territoires frontaliers pris dans leur ensemble, en retenant toutes les localités situées à moins de cinquante kilomètres d'une frontière avec un voisin européen (carte 1). Seules les durées nettes estimées à partir du FHS avec SOLSTICE sont prises en compte, afin de raisonner à composition de main-d'œuvre donnée et de se concentrer sur des effets de territoires. Au total, 8 106 communes sont concernées. Toutefois, les durées nettes ne sont pas estimées pour toutes ces communes, en raison du seuil de cent demandeurs d'emploi retenu dans la stratégie d'estimation. Ainsi, par exemple, en retenant l'approche la plus large des sorties du chômage (*sorties simples pour tout motif*), 6 896 communes peuvent être prises en compte, soit 85 % des communes de départ. Le tableau 3 précise le nombre d'observations associées à chacune des quatre approches de la sortie du chômage.

La base de données GEOFLA est utilisée pour qualifier les frontières, c'est-à-dire identifier l'ensemble des régions étrangères voisines¹⁴ puis associer à chaque commune française sa

¹⁴ Les régions étrangères voisines correspondent généralement aux régions de niveau 2 dans la nomenclature commune des unités territoriales statistiques de l'Union européenne (NUTS 2). Par définition, elles rassemblent 800 000 à 3 millions de personnes (l'équivalent des régions administratives françaises).

région de plus grande proximité (qui peut être une province belge, un land allemand, une région italienne, etc.). Au total, seize régions appartenant à six pays voisins européens sont prises en compte. Les autres données proviennent des fichiers 2006 du Recensement de la population (Insee), qui fournissent des informations sur les caractéristiques des communes en matière de déplacements domicile-travail, de mobilité résidentielle, de structure locale des emplois et de composition sociale.

Tableau 3. Nombre d'observations selon la définition de sortie du chômage

	Définition retenue pour l'estimation des durées nettes de chômage			
	<i>Sorties simples tout motif</i>	<i>Sorties simples reprise déclarée</i>	<i>Sorties durables tout motif</i>	<i>Sorties durables reprise déclarée</i>
Nombre d'observations	6 896	5 765	6 373	5 090
Total des communes	8 106	8 106	8 106	8 106
Proportion	85 %	71 %	79 %	63 %

Lecture : Les durées nettes moyennes de chômage ont pu être estimées avec la définition des *sorties simples pour reprise déclarée* pour 5 765 localités, soit 71 % des communes.

4.2. Le choix du modèle économétrique

Le modèle vise à expliquer les durées nettes de chômage par des variables explicatives permettant de prendre en compte chacun des mécanismes de mésappariement décrits dans la troisième section. Le choix de la spécification dépend de la présence ou non d'autocorrélation spatiale : en présence d'autocorrélation, les modèles de régression linéaire estimés par les *Moindres Carrés Ordinaires* (MCO) ne sont pas satisfaisants, car l'hypothèse d'indépendance des observations n'est pas vérifiée (Le Gallo, 2002). L'application d'un test de Moran (à un modèle MCO) confirme ici l'existence d'autocorrélation spatiale. Il faut donc retenir une spécification qui permet de traiter l'interdépendance des observations.

La première façon de le faire consiste à introduire comme variable explicative la variable d'intérêt spatialement décalée (moyenne de la variable pondérée par la matrice de poids spatiaux). C'est ce que fait le modèle autorégressif spatial (modèle SAR), qui permet ainsi de modéliser les externalités de voisinage : la durée de chômage dans la commune i est en partie expliquée par la durée de chômage des voisins de i . Le modèle SAR se caractérise aussi par la présence d'un effet de multiplicateur spatial et d'un effet de diffusion spatiale. L'effet multiplicateur porte sur les variables explicatives : en moyenne, la durée du chômage y_i de la commune i s'explique par les valeurs des explicatives propres à i mais aussi par celles de toutes les autres communes (voisines de i ou non). L'effet de diffusion porte quant à lui sur le processus des erreurs : un choc aléatoire dans la commune i affecte la durée de chômage de cette commune i mais aussi les durées de chômage des autres communes. Ces deux effets se réduisent avec l'éloignement à la commune i (encadré 1-A).

La deuxième façon de traiter l'interdépendance des observations consiste à utiliser un processus autorégressif sur les erreurs. C'est ce que fait le modèle avec autocorrélation des erreurs (modèle SEM). Ce modèle se caractérise également par un effet de diffusion spatiale déclinant avec la distance. La détection de l'autocorrélation spatiale des erreurs s'interprète généralement comme un problème de spécification : certains effets qui ne sont pas captés par les variables explicatives se retrouvent dans les erreurs sous forme d'autocorrélation spatiale. Ainsi, par exemple, l'omission de variables pertinentes peut générer des erreurs spatialement

corrélées. Pour cette raison, cette forme de dépendance spatiale est parfois qualifiée de dépendance « de nuisance » (encadré 1-B).

La comparaison des tests du multiplicateur de Lagrange permet de déterminer quel est le modèle spatial (SAR ou SEM) le plus adapté (encadré 1-C). Dans le cas présent, les résultats des tests varient selon la matrice de voisinage retenue. La prise en compte d'une matrice de type « reine » à l'ordre 1 conduit à retenir un modèle SAR, tandis que les matrices de rang plus élevé (« reine » à l'ordre 2 ou « voisins dans les 10 km ») conduisent à retenir un modèle SEM. Le choix est fait ici de retenir un modèle SAR avec une matrice de type « reine » à l'ordre 1, afin de limiter la taille du voisinage et donc le poids explicatif du paramètre spatial introduit dans le modèle. De cette façon, on autorise davantage les autres variables explicatives à contribuer à l'explication de l'effet « frontière ».

Encadré 1 :

Les modèles spatiaux SAR et SEM

1-A. Le modèle spatial autorégressif (SAR)

Formellement, le modèle SAR s'écrit :

$$\begin{cases} y = \delta W_y + X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \end{cases}$$

avec y la variable endogène ; W_y la variable endogène spatialement décalée (pour la matrice de poids W) ; δ le paramètre spatial autorégressif (indiquant l'intensité des interactions entre les observations de y) ; X la matrice des variables exogènes ; β le vecteur des coefficients des variables exogènes ; ε le vecteur des erreurs.

Avec ce modèle, la durée de chômage y_i de la commune i est en partie expliquée par la durée de chômage de ses voisins :

$$(W_y)_i = \sum_{i \neq j} w_{ij} y_j$$

La matrice de poids spatiaux W étant ici standardisée, $(W_y)_i$ s'interprète comme la durée moyenne de chômage des voisins de la commune i . La présence de W_y permet de « contrôler » la dépendance spatiale pour évaluer l'impact des autres variables explicatives, ou symétriquement d'évaluer la dépendance spatiale en fixant les autres variables explicatives. Le vecteur β des coefficients peut être estimé par la méthode du *Maximum de Vraisemblance* :

$$\hat{\beta}_{MV} = (X'X)^{-1} X'(X - \delta W)y = \hat{\beta}_{MCO}^y - \delta \hat{\beta}_{MCO}^{W_y}$$

où $\hat{\beta}_{MCO}^y$ correspond à l'estimateur MCO d'une régression de y sur X et $\hat{\beta}_{MCO}^{W_y}$ à l'estimateur MCO d'une régression de W_y sur X .

1-B. Le modèle à erreurs spatialement corrélés (SEM)

Le modèle SEM s'écrit de la façon suivante :

$$\begin{cases} y = X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \\ u \sim N(0, \sigma^2 I) \end{cases}$$

où λ représente l'intensité de l'interdépendance entre les résidus et u le terme d'erreur (les autres éléments correspondent à ceux décrits dans la partie 1-A).

Le vecteur β des coefficients peut là-aussi être estimé par *Maximum de Vraisemblance* :

$$\hat{\beta}_{MV} = [(X - \lambda WX)'(X - \lambda WX)]^{-1} (X - \lambda WX)(y - \lambda Wy)$$

1-C. Les tests du multiplicateur de Lagrange

Le test *SARMA* consiste à tester l'hypothèse de nullité conjointe des paramètres δ et λ . Il permet de détecter une mauvaise spécification et l'omission à tort d'une forme de dépendance spatiale, mais ne dit rien sur le type d'autocorrélation à prendre en compte.

Les tests *LMLAG* et *LMERR* testent respectivement la nullité du paramètre δ dans le modèle SAR et celle du paramètre λ dans le modèle SEM. Mais il est possible que l'hypothèse de nullité soit rejetée dans les deux cas (en raison d'un problème dit de « contamination mutuelle » des tests). Il faut alors utiliser une version modifiée des tests, « robuste » à une mauvaise spécification locale, qui permet de discriminer entre les deux types de dépendance spatiale. C'est ce que font les tests *RLMLAG* et *RLMERR* : la comparaison de leur significativité (et éventuellement des statistiques de tests) doit permettre de choisir lequel des deux modèles (SAR ou SEM) est le plus approprié. Mais il est possible que le choix de la spécification reste délicat malgré ces tests. Il est alors utile de comparer les résultats des tests pour différentes matrices de voisinage. Le choix peut aussi se faire sur la base de critères d'information (AIC, BIC), en retenant le modèle qui minimise le coefficient associé au critère retenu.

4.3. Premiers résultats

Le tableau 4 présente les estimations réalisées avec un modèle SAR et une matrice de type « reine » à l'ordre 1, dans le cas des *sorties simples pour tout motif*, pour lesquelles on dispose du plus grand nombre d'observations. Quatre groupes de variables explicatives sont progressivement introduits pour expliquer les durées nettes de chômage : des variables portant sur l'accessibilité à l'emploi et la mobilité (*spatial mismatch*), sur la composition et la ségrégation sociales (*social mismatch*), sur les qualifications et la structure locale des emplois (*skill mismatch*) et des variables de localisation géographique.

Le paramètre spatial autorégressif δ est significatif et largement positif, ce qui signifie qu'il existe de fortes externalités de voisinage (ou « effets de débordement ») entre les communes. La durée de chômage d'une localité est fortement influencée par les durées de chômage des localités qui l'entourent : le retour à l'emploi y est d'autant plus rapide que la durée moyenne de chômage des localités voisines est faible.

La part des actifs ayant leur emploi au sein même de leur commune peut s'interpréter comme une densité locale d'emplois : plus cette part est élevée, plus faible est la durée de chômage, car il existe alors davantage d'opportunités d'emplois à proximité. La part des actifs se rendant à leur travail à pieds contribue elle aussi à réduire la durée du chômage. Cette variable peut s'interpréter comme un indicateur de mobilité résidentielle : elle peut traduire la capacité des individus à se localiser au plus près de leur emploi (ce qui suppose l'existence d'un marché du logement qui permet cette mobilité). Toutefois, cet effet ne résiste pas à l'introduction des indicatrices géographiques du modèle 5 (où il n'est plus significatif à 10 %) et il faut donc le considérer avec prudence. La part des ménages possédant au moins deux voitures est un indicateur de mobilité géographique, qui traduit le degré d'autonomie en matière de transport. Cette autonomie de déplacement favorise la sortie du chômage : le fait de posséder un véhicule personnel autorise une zone de prospection plus large et permet de postuler aux offres qui exigent de disposer de son propre véhicule. La part des ménages ayant emménagé dans les deux ans est un autre indicateur de mobilité résidentielle, qui peut aussi refléter une forme d'attractivité et/ou de dynamisme local : les ménages récemment installés ont trouvé une forme d'incitation à leur nouvelle localisation et vont consommer des biens et services de proximité qui participeront au développement local. Cette forme de mobilité agit elle aussi favorablement sur le retour à l'emploi. La part des propriétaires dans la commune, à l'inverse, vise à capter l'effet d'une forme d'inertie ou de contrainte résidentielle, au sens

où un propriétaire est a priori moins mobile qu'un locataire (Gobillon, 2001). Mais cette variable n'est pas significative : la part des propriétaires n'apparaît ni favorable ni défavorable à la sortie du chômage.

Les estimations font ressortir plusieurs effets de composition/ségrégation sociale. La part des chômeurs, des non diplômés et des ménages ouvriers freine la sortie du chômage, par des effets de quartier, des effets de pair et de réseaux. À l'inverse, la part des actifs occupés travaillant à l'étranger améliore la vitesse du retour à l'emploi : le fait d'avoir autour de soi des actifs travaillant dans les régions voisines permet une meilleure information sur les marchés du travail étrangers et réduit les obstacles (institutionnels, linguistiques, etc.) d'accès à ces marchés.

Les estimations ne mettent pas en évidence d'effets de type *skill mismatch*. L'indice JLS d'inadéquation des qualifications de Jackman, Layard et Savouri (1991), qui mesure l'écart entre les proportions relatives de chômeurs par qualification selon les localités, n'est pas significatif. En matière de structure locale des emplois, les résultats sont peu significatifs : il ressort seulement que la part des emplois dans la construction tendrait à améliorer légèrement la sortie du chômage (relativement aux autres secteurs). Toutefois, une partie des effets que l'on cherche à mesurer n'est pas prise en compte, car on observe seulement ce qui se passe du côté français de la frontière.

Tableau 4. Modèle spatial autorégressif (SAR) avec une matrice de voisinage de type « reine » à l'ordre 1

Régressions des durées nettes de chômage : estimations par <i>Maximum de Vraisemblance</i>					
Variables	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Constante	1.633 (0.00)	1.180 (0.00)	1.192 (0.00)	1.555 (0.00)	1.752 (0.00)
Paramètre spatial autorégressif δ	0.889 (0.00)	0.874 (0.00)	0.866 (0.00)	0.845 (0.00)	0.832 (0.00)
Accessibilité à l'emploi - Mobilité					
Part des actifs ayant leur emploi dans leur commune	-0.296 (0.05)	-0.232 (0.93)	-0.296 (0.15)	-0.302 (0.17)	-0.300 (0.20)
Part des actifs se rendant à leur travail à pieds	-0.323 (1.52)	-0.329 (1.33)	-0.302 (2.96)	-0.231 (9.84)	-0.213 (12.9)
Part de ménages ayant 2 voitures ou plus	-0.868 (0.00)	-0.458 (0.01)	-0.509 (0.00)	-0.452 (0.04)	-0.413 (0.14)
Part de ménages ayant emménagé dans les 2 ans	-0.734 (0.06)	-0.570 (0.90)	-0.614 (0.71)	-0.477 (4.11)	-0.443 (6.14)
Part des personnes propriétaires de leur logement	0.006 (95.1)	0.150 (15.4)	0.148 (18.6)	0.087 (43.9)	0.087 (44.8)
Ségrégation résidentielle - Composition sociale					
Part des chômeurs dans la population active		1.683 (0.00)	1.819 (0.00)	1.346 (0.00)	1.207 (0.00)
Part des plus de 15 ans sans diplôme		0.435 (0.32)	0.463 (0.25)	0.540 (0.06)	0.502 (0.16)
Part des actifs occupés travaillant à l'étranger		-0.310 (0.01)	-0.331 (0.00)	-0.244 (0.34)	-0.257 (0.28)
Part des ménages ouvriers		0.221 (1.98)	0.221 (2.87)	0.200 (5.85)	0.219 (3.91)
Part des ménages employés		-0.095 (52.9)	-0.170 (29.9)	-0.186 (25.7)	-0.188 (25.4)
Part des ménages cadres		0.055 (72.8)	0.114 (49.8)	0.118 (49.4)	0.022 (90.0)
Inadéquation des qualifications - Structure locale des emplois					
Indice d'inadéquation JLS			0.001 (70.9)	0.001 (79.7)	0.001 (75.3)
Part des emplois dans la construction			Réf.	Réf.	Réf.
Part des emplois dans l'agriculture			0.129 (4.30)	0.073 (25.7)	0.080 (21.0)
Part des emplois dans l'industrie			0.101 (16.2)	0.101 (16.4)	0.101 (16.7)
Part des emplois dans les services			0.099 (10.8)	0.106 (8.66)	0.086 (16.5)
Indicatrices géographiques					
<i>Belgique</i>					
Province de Flandre occidentale				Réf.	<i>Belgique</i>
Province du Hainaut					Réf.
					-0.004 (92.2)

Province de Namur					-0.246 (0.01)
Province du Luxembourg					-0.057 (33.6)
Luxembourg				-0.291 (0.00)	Luxembourg
Luxembourg					-0.361 (0.00)
Allemagne				-0.196 (0.00)	Allemagne
Land de Sarre					-0.339 (0.00)
Land de Rhénanie-Palatinat					-0.278 (0.06)
Land de Bade Wurtemberg (Nord et Sud)					-0.183 (0.03)
Suisse				-0.167 (0.00)	Suisse
Suisse Nord : Neuchâtel - Jura					-0.152 (0.16)
Suisse Sud : Vaud - Genève - Valais					-0.323 (0.00)
Italie				-0.415 (0.00)	Italie
Vallée d'Aoste					-0.638 (0.00)
Piémont					-0.492 (0.00)
Ligurie					-0.325 (0.17)
Espagne				-0.064 (3.30)	Espagne
Catalogne					-0.064 (18.8)
Aragon					-0.265 (0.00)
Navarre - Pays basque					-0.116 (4.32)
Nombre d'observations	6896	6896	6769	6769	6769
R ² ajusté	84.4	84.4	84.1	84.0	84.1
AIC	16815	16714	16570	16475	16420
BIC	16863	16803	16686	16625	16638

Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi et des fichiers 2006 du Recensement de l'Insee.

Lecture : Les coefficients significatifs au seuil de 10 % figurent en gras ; les p-values figurent entre parenthèses et sont données en pourcentage.

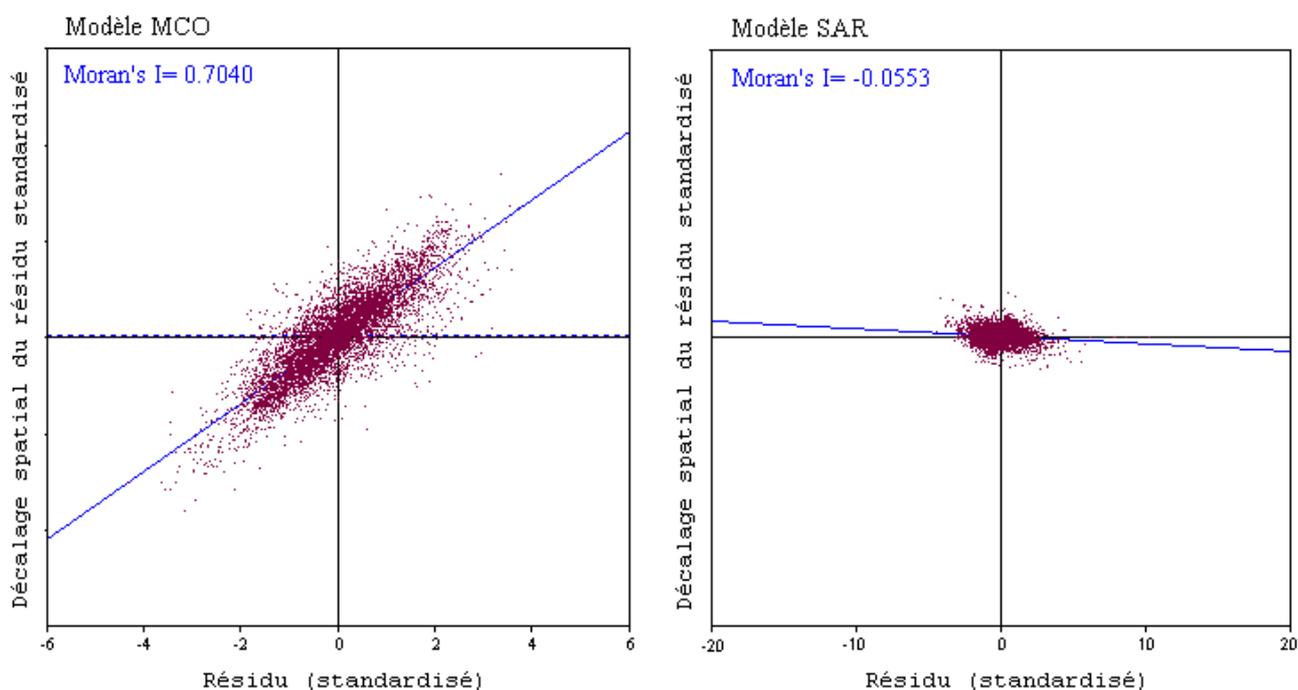
Les indicatrices géographiques introduites dans les modèles ont pour objectif de mesurer l'effet de la proximité à un pays donné (modèle 4) ou à une région voisine donnée (modèle 5). C'est la proximité à la frontière belge qui apparaît comme la moins avantageuse : la sortie du chômage y est relativement moins rapide que dans les communes proches du Luxembourg, de l'Allemagne, de la Suisse, de l'Italie ou de l'Espagne. Les indicatrices régionales conduisent à un résultat similaire : la proximité à la Flandre occidentale est moins avantageuse que la proximité à la plupart des autres régions européennes.

Le recours aux autres définitions de la sortie du chômage conduit à des résultats assez similaires. Quelle que soit la définition retenue, le modèle met en évidence de fortes externalités de voisinage entre les localités : le paramètre spatial est toujours significatif et largement positif. Les variables de composition et de ségrégation sociales apparaissent plus robustes à la définition de la sortie du chômage que les variables d'accessibilité et de mobilité. En particulier, la part des chômeurs, la part des personnes sans diplôme et la part des actifs travaillant à l'étranger sont toujours significatives au seuil de 1 %. Les variables mesurant l'inadéquation des qualifications et la structure locale des emplois, qui ressortent très légèrement dans le cas des *sorties simples pour tout motif*, ne sont plus significatives avec les autres définitions de la sortie du chômage (potentiellement en raison d'un plus petit nombre d'observations). Quant aux indicatrices géographiques, elles confirment que la proximité à la frontière belge est relativement moins avantageuse que la proximité à une autre frontière.

4.4. L'explication de l'effet « frontière »

L'analyse des résidus du modèle SAR confirme que le paramètre spatial autorégressif δ permet de corriger l'autocorrélation spatiale (graphique 2). Mais ce paramètre a l'inconvénient de capter à lui seul la majeure partie des effets que l'on cherche à mesurer, même s'il existe d'autres variables explicatives significatives. Il est alors difficile de hiérarchiser ces effets et donc d'identifier les causes de l'effet positif de la proximité à la frontière sur les chances de retour à l'emploi. Une approche possible consiste à revenir au modèle estimé par MCO. Ce modèle ne prend pas spécifiquement en compte l'autocorrélation spatiale et n'est donc pas d'aussi bonne qualité qu'un modèle SAR. On peut toutefois s'autoriser à l'utiliser ici, pour deux raisons : d'une part, il ne s'agit pas d'interpréter les coefficients du modèle en tant que tels, d'autre part, les estimations du modèle MCO ne remettent pas en cause les effets significatifs obtenus avec le modèle SAR (annexe 3). Le recours au modèle estimé par MCO ne vise pas à définir avec précision la contribution de chaque groupe de variables à l'effet « frontière » mais simplement à fournir des ordres de grandeur. Pour cela, on calcule des durées nettes résiduelles de chômage, que l'on représente en fonction de la distance à la frontière. Ces durées résiduelles correspondent aux durées de chômage non expliquées par les variables de contrôle prises en compte dans les régressions. C'est la mesure des écarts entre ces durées résiduelles qui permet de déterminer l'apport de chaque groupe de variables à l'explication de l'effet « frontière ».

Graphique 2. Indice I de Moran des résidus des modèles MCO et SAR



Lecture : L'indice de Moran appliqué aux résidus du modèle MCO est de 0,7040, ce qui traduit une forte autocorrélation spatiale globale. L'indice vaut -0,0553 dans le cas des résidus du modèle SAR, dont le paramètre spatial autorégressif permet d'éliminer l'autocorrélation. La matrice de voisinage utilisée pour le calcul de l'indice I de Moran est de type « reine » à l'ordre 1 et la définition de la sortie du chômage retenue est celle des *sorties simples pour tout motif*.

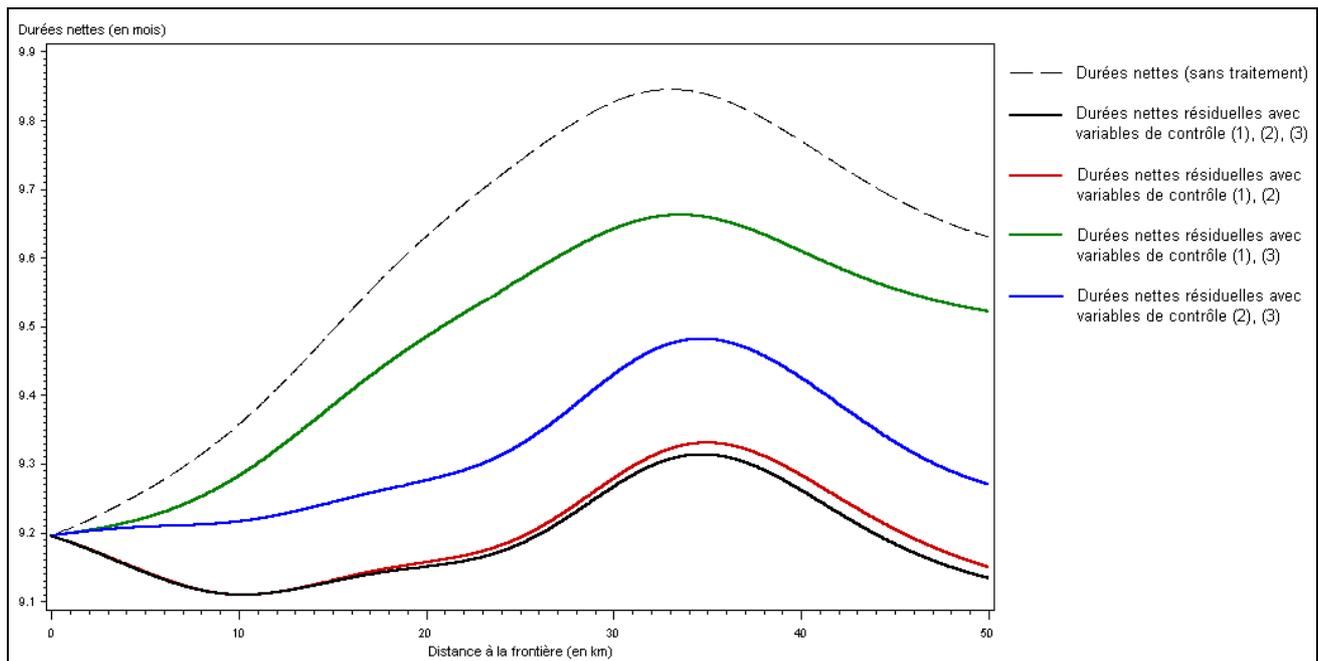
Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

Sur le graphique 3, la courbe noire en pointillés représente les durées nettes de chômage avant tout traitement. La courbe noire en trait plein représente les durées résiduelles lorsque l'on prend en compte les variables d'accessibilité et de mobilité (1), de composition et de ségrégation sociales (2), les qualifications et la structure locale des emplois (3). Les durées résiduelles correspondent alors à la part des durées nettes qui, dans les régressions par MCO, n'est expliquée par aucun de ces trois types de variables. La prise en compte des variables de type (1), (2) et (3) permet d'expliquer près de 70 % de l'effet « frontière » pur : l'amplitude des durées de chômage en fonction de la distance à la frontière passe de 0,7 mois à 0,2 mois (cas des *sorties simples pour tout motif*). Les courbes figurant en couleur sur le graphique 3 représentent les durées nettes résiduelles de chômage lorsque seulement deux groupes de variables parmi les trois sont pris en compte dans les régressions. Elles permettent, par différence, de déterminer la contribution de chaque groupe de variables à l'explication de l'effet « frontière ». Les variables de composition et de ségrégation sociale expliquent environ 65 % des variations de la durée de chômage avec la distance à la frontière. Les variables d'accessibilité et de mobilité en expliquent environ 30 % et les variables relatives aux qualifications et à la structure locale des emplois un peu moins de 5 %. En procédant de la même façon, on peut déterminer l'apport spécifique de chacune des variables de composition et de ségrégation sociales à l'explication de l'effet « frontière » : il en ressort que la part des actifs occupés travaillant à l'étranger capte l'essentiel de l'effet attribué à ces variables de composition et de ségrégation (qui expliquent environ les deux tiers de l'effet « frontière » pur).

Cette explication de l'effet « frontière » par la proportion d'actifs travaillant à l'étranger, c'est-à-dire par des effets de réseaux relationnels et informationnels, est conforme au profil de la durée nette en fonction de la distance à la frontière. À proximité immédiate de la frontière, la forte proportion d'actifs travaillant à l'étranger (environ 20 %) assure des contacts directs et permanents avec les marchés du travail voisins, qui font partie intégrante des zones de recherche d'emploi. Puis cette proportion diminue progressivement jusqu'à trente kilomètres de la frontière, où elle se stabilise à un niveau proche de zéro : les demandeurs d'emploi subissent alors des différences légales, institutionnelles, l'obstacle de la langue, sans bénéficier en contrepartie de la présence d'actifs travaillant à l'étranger autour d'eux. La frontière agit alors essentiellement comme une barrière, qui réduit la taille des zones de prospection d'emploi, d'où une durée nette de chômage maximale. Au-delà de trente kilomètres, la frontière n'entrave plus les zones de prospection, car elle sort de leur périmètre, d'où une baisse de la durée nette à partir de ce seuil.

Le fait d'ajouter les indicatrices géographiques (par pays ou par région) aux autres variables explicatives lors du calcul des durées résiduelles réduit la part expliquée de l'effet « frontière ». Cela suggère que les indicatrices géographiques du modèle ne correspondent pas à un zonage optimal et que certains facteurs d'explication sont à chercher au sein de périmètres différents.

L'ensemble de ces résultats sont robustes à la définition de la sortie du chômage. Quelle que soit l'approche retenue, les variables explicatives du modèle (hors indicatrices géographiques) permettent d'aplanir fortement le profil des durées nettes selon la distance à la frontière. Les variables expliquent 70 % à 75 % de l'effet « frontière » pur dans le cas des *sorties simples* et 50 % à 70 % dans le cas des *sorties durables*. Pour l'essentiel, ce sont les variables de composition et de ségrégation sociales qui expliquent l'effet « frontière », principalement par la proportion d'actifs travaillant à l'étranger. Les variables d'accessibilité et de mobilité contribuent aussi à l'explication mais jouent un rôle marginal. Les autres variables n'ont pas d'effet apparent.

Graphique 3. Durées nettes résiduelles de chômage estimées par MCO

Lecture : Les durées de chômage sont des durées nettes exprimées en mois et correspondent à des *sorties simples pour tout motif*. Pour faciliter les comparaisons, les durées nettes résiduelles estimées par les MCO sont toutes calées sur l'ordonnée à l'origine des durées nettes sans traitement.

Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

5. DU GLOBAL AU LOCAL : UNE ANALYSE PAR FRONTIÈRE

5.1. Les profils locaux des durées nettes en fonction de la distance à chaque frontière

Pour savoir si le profil des durées nettes de chômage en fonction de la distance à la frontière correspond à un profil général (commun à toutes les frontières) ou simplement à un profil moyen (résumant des profils locaux singuliers), il est nécessaire de retenir une approche locale. On représente donc le profil des durées nettes selon la distance à la frontière avec chaque pays voisin (graphiques 4-A et 4-C) : il en ressort que la durée nette a bien tendance à augmenter avec la distance jusqu'à un seuil de vingt, trente ou quarante kilomètres, puis à diminuer au-delà de ce seuil. Ce schéma s'applique aux communes qui avoisinent la Belgique, le Luxembourg, la Suisse et l'Espagne (soit les trois quarts des communes). Il ne s'applique que partiellement aux communes voisines de l'Italie, dont les durées de chômage augmentent de façon continue avec la distance. Et il ne s'applique pas aux abords de l'Allemagne, où la distance a peu d'effet sur la durée de chômage. Le recours aux *sorties durables* ne modifie pas ces constats, sauf pour les communes proches de la frontière italienne, pour lesquelles la distance à la frontière n'a plus d'effet aussi clair sur les durées de chômage. L'effet « frontière » italien semble donc correspondre à un effet « durabilité » de l'emploi, qui peut s'expliquer par la présence d'activités saisonnières liées au tourisme de montagne.

Les contrastes qui existent d'une frontière à l'autre portent aussi sur le niveau et la dispersion des durées de chômage (tableau 5). C'est près de la frontière italienne que les durées nettes sont les plus faibles et près de la frontière belge qu'elles sont les plus élevées. En termes de dispersion, le rapport interquartile des durées nettes est compris entre 1,16 pour le Luxembourg (1,18 pour l'Allemagne) et 1,61 pour l'Italie (cas des *sorties simples pour tout motif*). Le passage des *sorties simples* aux *sorties durables* fait partout diminuer ce rapport, et en particulier près de l'Italie. De façon générale, c'est dans les zones de montagne que la dispersion des durées de chômage est la plus forte : près de la frontière italienne dans le cas des *sorties simples* et près de la frontière espagnole dans le cas des *sorties durables*.

Tableau 5. Durées nettes de chômage par frontière

Frontières	Communes		Durées nettes de chômage (en mois)			
	Observations	%	Premier quartile	Médiane	Troisième quartile	Rapport interquartile
Belgique	1872	23	9.5	11.0	12.0	1.26
Luxembourg	192	2	7.8	8.6	9.1	1.16
Allemagne	1321	16	8.4	9.2	9.7	1.18
Suisse	1590	20	8.1	9.0	9.9	1.22
Italie	385	5	5.4	7.1	8.6	1.61
Espagne	1536	19	8.6	9.9	10.9	1.27
ENSEMBLE	6896	100	8.4	9.4	10.8	1.28

Lecture : Les durées de chômage sont des durées nettes et correspondent à des *sorties simples pour tout motif*. Pour 1 872 communes (soit 23 % des communes), c'est la frontière avec la Belgique qui est la plus proche. Parmi ces communes, une sur deux possède une durée nette de chômage inférieure à 11 mois.

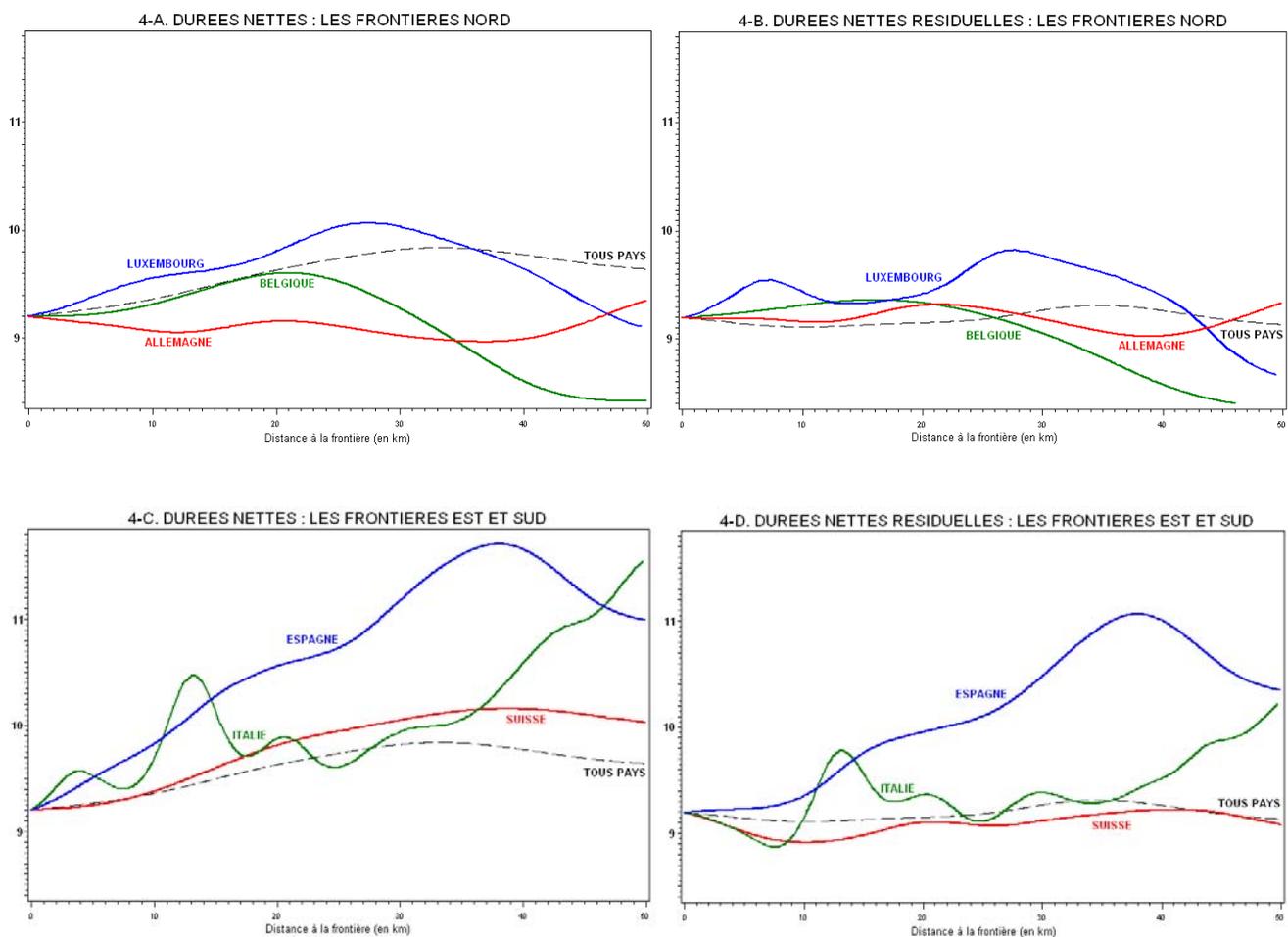
Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

5.2. L'explication des effets « frontière » locaux

Pour expliquer les effets-frontières locaux, on réapplique la méthode utilisée pour expliquer l'effet « frontière » global, qui consiste à estimer par MCO des durées nettes résiduelles de chômage puis à les comparer. On peut alors représenter le profil de ces durées nettes résiduelles selon la distance à la frontière avec chaque pays voisin (graphiques 4-B et 4-D).

Quelle que soit la frontière, les trois facteurs d'explication pris en compte (accessibilité et mobilité, composition et ségrégation sociales, qualifications et structure locale des emplois) permettent bien d'expliquer une partie de l'augmentation des durées nettes avec la distance (cas des *sorties simples pour tout motif*). Ce sont généralement les variables de composition et de ségrégation sociales qui ont le pouvoir explicatif le plus fort, et parmi ces variables c'est la part des actifs travaillant à l'étranger qui est la plus explicative. C'est ce que l'on constate près des frontières avec la Belgique, le Luxembourg, la Suisse et l'Italie. La situation est un peu différente aux abords de l'Espagne, où ce sont les variables d'accessibilité et de mobilité qui contribuent le plus à aplanir le profil des durées nettes en fonction de la distance. Toutefois, même dans ce cas, les variables de composition et de ségrégation jouent un rôle important. Enfin, le profil particulier observé pour les communes voisines de l'Allemagne, dont les durées nettes varient peu avec la distance, ne permet pas de hiérarchiser les facteurs d'explication.

Graphique 4. Comparaison des durées nettes et des durées nettes résiduelles de chômage



Lecture : Les durées de chômage sont des durées nettes (en mois) et correspondent à des *sorties simples pour tout motif*. Les deux graphiques de gauche représentent les durées nettes de chômage et les deux graphiques de droite les durées nettes résiduelles de chômage en fonction de la distance à la frontière. Pour faciliter les comparaisons, les durées sont toutes calées sur la même ordonnée à l'origine (celle des durées nettes sans traitement toutes frontières confondues).

Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi.

Malgré des résultats communs à plusieurs frontières, des contrastes importants demeurent. Le modèle permet, par exemple, d'expliquer la majeure partie de l'effet « frontière » dans le cas suisse mais une faible part seulement dans le cas espagnol. De plus, les résultats ne sont pas aussi robustes à la définition de la sortie du chômage pour toutes les frontières : les résultats apparaissent plus fragiles dans le cas des frontières allemande et italienne. Il serait donc intéressant d'approfondir encore l'analyse locale en étudiant chaque frontière de façon vraiment spécifique.

CONCLUSIONS

Les durées de chômage des communes augmentent avec la distance à la frontière jusqu'à un seuil d'une trentaine de kilomètres, puis diminuent légèrement au-delà de ce seuil, même lorsque l'on neutralise les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi. Cet effet « frontière » s'explique essentiellement par un effet de composition sociale, qui repose sur la

part d'actifs travaillant à l'étranger dans l'entourage des demandeurs d'emploi. Plus cette part est importante, meilleure est la qualité des réseaux relationnels et informationnels des demandeurs d'emploi, donc mieux ils sont armés pour franchir les obstacles que constitue la frontière (obstacles légaux, institutionnels, linguistiques, culturels). Les facteurs d'accessibilité et de mobilité (*spatial mismatch*) contribuent aussi à expliquer l'effet « frontière » mais dans une moindre mesure. Enfin, les facteurs liés aux qualifications et à la structure locale des emplois (*skill mismatch*) ne contribuent que très faiblement à expliquer le profil des durées de chômage en fonction de la distance à la frontière. Toutefois, seule une partie des effets de type *skill mismatch* sont mesurées, car on observe seulement ce qui se passe du côté français de la frontière. Par ailleurs, les indicatrices géographiques prises en compte (pays voisins et régions européennes voisines) ne correspondent pas à un zonage optimal pour l'étude de l'effet « frontière », ce qui suggère que d'autres facteurs explicatifs sont à chercher au sein de périmètres différents.

Ces résultats moyens valant pour l'ensemble des zones frontalières sont souvent confirmés localement, lorsque l'on retient une approche par frontière (avec chaque pays voisin). Les profils locaux des durées de chômage selon la distance à la frontière sont très variés mais restent assez conformes au profil moyen. Dans le cas des frontières avec la Belgique, le Luxembourg et la Suisse, les explications des effets « frontière » locaux renvoient à la même hiérarchie des facteurs d'explication qu'au niveau global : des facteurs de composition sociale prédominants, avec un rôle central de la proportion d'actifs travaillant de l'autre côté de la frontière, puis des facteurs d'accessibilité à l'emploi et de mobilité. Dans le cas de la frontière espagnole, c'est la distance physique à l'emploi qui explique le plus l'effet « frontière », mais la part des travailleurs transfrontaliers conserve un rôle important. Enfin, les frontières avec l'Allemagne et l'Italie ne permettent pas le même type d'analyse : il n'y a pas véritablement d'effet « frontière » dans le cas de l'Allemagne et les résultats sont assez sensibles à la définition de la sortie du chômage dans le cas de l'Italie.

De façon générale, la variété des situations locales et les spécificités de chaque frontière plaident pour une analyse locale plus approfondie. Il serait intéressant, en particulier, de créer des zonages *ad hoc* (indépendants de toutes limites administratives) permettant d'étudier la stabilité des résultats le long de chacune des frontières, puis de compléter l'analyse par des illustrations locales.

BIBLIOGRAPHIE

BACCAÏNI B., SEMECURBE F., THOMAS G., 2007, « Les déplacements domicile-travail amplifiés par la périurbanisation », *Insee Première*, Insee, n° 1129, 4 p.

BLANC E., KELLER F., SANCHEZ SCHMID M-T., 2010, « Mission parlementaire sur la politique transfrontalière », Rapport au Premier ministre, La Documentation française, 72 p.

BLANC M., HILD F., 2008, « Analyse des marchés locaux du travail : du chômage à l'emploi », *Economie et Statistique*, n° 415-416, pp. 45-60.

BOUGARD J., DUGUET E., L'HORTY Y., SARI F., 2009, « Les disparités locales de sorties des listes de l'ANPE : l'apport des 22 études régionales », *Premières informations et Premières synthèses*, Dares, n° 37-1, 8 p.

BRUECKNER J., ZENOU Y., 2003, « Space and Unemployment: the labor-market effects of spatial mismatch », *Journal of Labor Economics*, vol. 21, n° 1, pp. 242-264.

- CRANE J., 1991, « The epidemic theory of ghettos and neighborhood effects on dropping out and teenage childbearing », *American Journal of Sociology*, vol. 96, pp. 1226-1259.
- DUGUET E., L'HORTY Y., DU PARQUET L., PETIT P., SARI F., 2010, « Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en Ile-de-France », *Document de travail*, Centre d'études de l'emploi, n° 128, 33 p.
- DUGUET E., GOUJARD A., L'HORTY Y., 2009, « Les inégalités territoriales d'accès à l'emploi : une exploration à partir de sources administratives exhaustives », *Économie et Statistique*, n° 415-416, pp. 17-44.
- DUGUET E., L'HORTY Y., SARI F., 2008, « Les disparités spatiales de sortie du chômage : vingt-deux analyses régionales », *Documents d'étude*, Dares, n° 2008-138.
- FITOUSSI J-P., LAURENT E., MAURICE J., 2004, *Ségrégation urbaine et intégration sociale*, Rapport au Conseil d'Analyse économique, n° 45, 328 p.
- FLOCH J-M., 2011, « Vivre en-deçà de la frontière, travailler au-delà », *Insee Première*, Insee, n° 1337, 4 p.
- FONTAINE F., 2006, « Les réseaux de relations : quelles perspectives pour l'économie du marché du travail ? », *Revue Française d'Économie*, vol. 21, n° 1, pp. 127-172.
- GOBILLON L., SELOD H., ZENOU Y., 2007, « The Mechanisms of Spatial Mismatch », *Urban Studies*, vol. 44, n° 12, pp. 2401-2427.
- GOBILLON L., 2001, « Emploi, logement et mobilité résidentielle », *Économie et Statistique*, n° 349-350, pp. 77-98.
- GRANOVETTER M., 1974, *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*, Cambridge, Harvard University Press.
- HOUTUM VAN H., 2000, « An overview of European geographical research on borders and border regions », *Journal of Borderlands Studies*, vol. 15, n° 1, pp. 57-83.
- IHLANFELDT K., SJOQUIST D., 1998, « The Spatial Mismatch Hypothesis: a Review of Recent Studies and their Implications for Welfare Reform », *Housing Policy Debate*, vol. 9, pp. 849-892.
- JACKMAN R., LAYARD R., SAVOURI S., 1991, « Mismatch: a Framework for Thought », in Paoda-Schioppa F. (eds), *Mismatch and Labor Mobility*, Cambridge University Press.
- KAIN J., 1968, « Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, pp. 175-197.
- LE GALLO J., 2002, « Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire », *Économie et prévision*, vol. 4, n° 155, pp. 139-157.
- MATHIAS J., 2003, « Le profil du frontalier : entre choix et opportunités », *Économie lorraine*, Insee, n° 229, 9 p.
- MOT, 2007, « Étude sur l'observation statistique des territoires transfrontaliers », Étude réalisée pour l'Observatoire des territoires (Diact) par la Mission opérationnelle transfrontalière (MOT), 67 p.
- NIEBUHR A., STILLER S., 2002, « Integration Effects in Border Regions - A Survey of Economic Theory and Empirical Studies », *HWWA Discussion Paper*, n° 179, 36 p.
- SELOD H., ZENOU Y., 2001, « Social Interactions, Ethnic Minorities and Urban Unemployment », *Annales d'Économie et de Statistique*, vol. 63-64, pp. 183-214.

Annexe 1. Les matrices de poids spatiaux

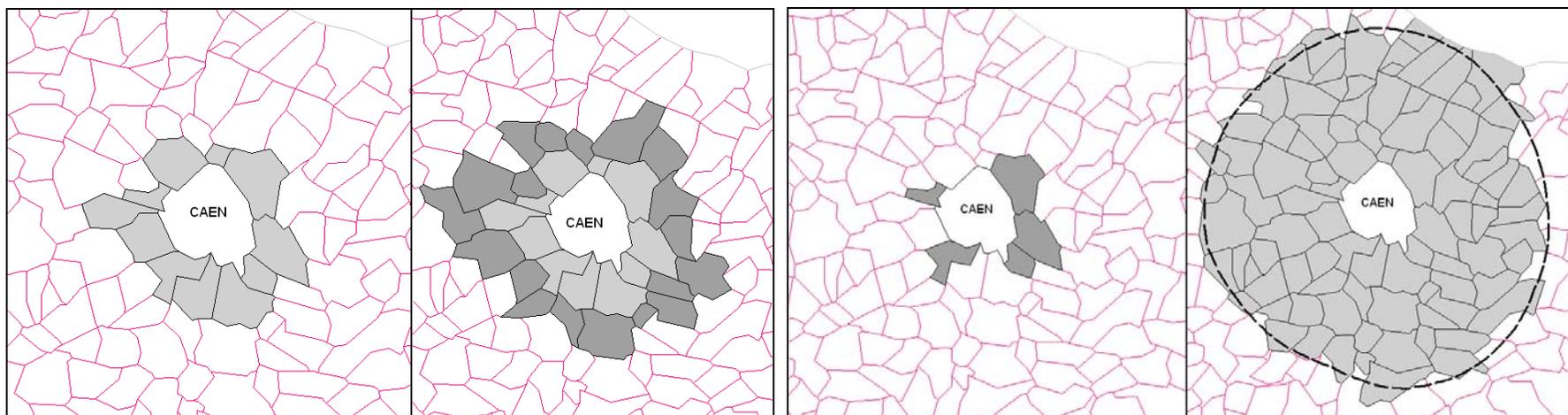
Les matrices de poids (W) visent à prendre en compte les interactions existant entre les unités spatiales. Ce sont des matrices carrées de taille (N,N) dont les termes diagonaux sont nuls et dont le terme non diagonal w_{ij} est d'autant plus élevé que l'effet de l'observation j sur l'observation i est important. Il existe deux grandes familles de matrices de voisinage : celles reposant sur un critère de contiguïté et celles reposant sur un critère de distance. Les deux matrices de type « reine » utilisées dans l'étude reposent sur un critère de contiguïté, qui consiste à partager une frontière commune. Ainsi, deux communes i et j sont dites contiguës à l'ordre k , si k est le nombre minimal de frontières à traverser pour aller de i jusqu'à j . La matrice de type « reine » est celle qui définit la frontière de la façon la plus large : si on assimile chaque commune à une case, alors deux communes sont contiguës dès lors qu'elles ont un côté commun ou un sommet commun (cartes 1-A et 1-B). Avec une matrice « reine » à l'ordre 1, chaque commune se trouve généralement associée à cinq, à sept voisins. Avec une matrice « reine » à l'ordre 2, chaque localisation se voit entourée de quinze à vingt voisins (avec une grande variété locale de situations). Les deux autres matrices utilisées reposent sur un critère de distance, qui résume l'intensité des interactions entre les unités spatiales. La première matrice, « 5 plus proches voisins », associe à chaque localisation ses 5 voisins les plus proches en distance (mesurée de centroïde à centroïde). La deuxième matrice, « Voisins dans les 10 km », associe à chaque localisation l'ensemble de ses voisins présents dans un rayon de dix kilomètres, soit généralement vingt-cinq à trente voisins (cartes 2-A et 2-B).

1-A. « Reine » à l'ordre 1

1-B. « Reine » à l'ordre 2

2-A. « 5 plus proches voisins »

2-B. « Voisins dans les 10 km »



Annexe 2. Les communes proches de la frontière comparées à leur région

Région Nord-Pas-de-Calais

Durées en mois	Territoires	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur
Durée brute – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	10,62	11,44	12,30
	Communes avec $Di > 30$ km	9,37	9,94	11,84
	Ensemble de la région	9,67	10,92	12,18
Durée brute – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	29,17	37,68	46,39
	Communes avec $Di > 30$ km	22,64	25,00	34,25
	Ensemble de la région	23,98	31,38	40,64
Durée nette – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	10,11	10,98	11,81
	Communes avec $Di > 30$ km	8,89	9,65	11,27
	Ensemble de la région	9,31	10,48	11,49
Durée nette – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	32,92	40,31	46,87
	Communes avec $Di > 30$ km	24,57	27,67	40,02
	Ensemble de la région	26,47	34,69	43,08
Durée brute – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	15,76	17,31	18,44
	Communes avec $Di > 30$ km	14,74	15,62	17,48
	Ensemble de la région	15,11	16,41	18,05
Durée brute – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	39,59	50,89	61,44
	Communes avec $Di > 30$ km	36,70	39,02	49,04
	Ensemble de la région	37,05	43,66	54,31
Durée nette – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	15,55	16,97	18,23
	Communes avec $Di > 30$ km	14,70	15,60	17,18
	Ensemble de la région	15,15	16,38	17,82
Durée nette – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	48,16	55,94	65,41
	Communes avec $Di > 30$ km	42,27	46,82	55,51
	Ensemble de la région	43,30	51,77	60,67

Région Picardie

Durées en mois	Territoires	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur
Durée brute – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	13,36	14,30	15,32
	Communes avec $Di > 30$ km	10,52	11,54	12,38
	Ensemble de la région	10,64	11,59	12,66
Durée brute – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	53,87	71,15	73,94
	Communes avec $Di > 30$ km	30,01	35,49	47,29
	Ensemble de la région	30,16	36,80	48,24
Durée nette – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	12,80	13,98	14,50
	Communes avec $Di > 30$ km	9,71	10,85	11,82
	Ensemble de la région	9,75	10,90	12,11
Durée nette – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	51,27	64,65	73,07
	Communes avec $Di > 30$ km	33,07	38,44	47,43
	Ensemble de la région	33,21	40,20	50,43
Durée brute – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	18,51	20,78	21,91
	Communes avec $Di > 30$ km	15,35	16,58	18,38
	Ensemble de la région	15,44	16,72	18,54
Durée brute – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	68,61	101,56	103,88
	Communes avec $Di > 30$ km	40,35	50,82	62,22
	Ensemble de la région	41,52	52,24	64,16
Durée nette – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	17,92	20,28	21,24
	Communes avec $Di > 30$ km	14,73	16,35	17,92
	Ensemble de la région	14,91	16,53	18,03
Durée nette – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	73,04	97,71	107,78
	Communes avec $Di > 30$ km	48,11	57,82	70,30
	Ensemble de la région	48,28	59,10	71,96

Région Champagne-Ardenne

Durées en mois	Territoires	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur
Durée brute – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	10,42	11,73	12,26
	Communes avec $Di > 30$ km	9,44	10,35	11,07
	Ensemble de la région	9,56	10,48	11,41
Durée brute – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	31,37	34,34	44,93
	Communes avec $Di > 30$ km	22,55	27,15	31,12
	Ensemble de la région	22,67	28,71	32,34
Durée nette – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	9,84	11,05	11,83
	Communes avec $Di > 30$ km	8,73	9,44	10,02
	Ensemble de la région	8,93	9,62	10,30
Durée nette – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	34,81	38,07	49,99
	Communes avec $Di > 30$ km	23,38	27,15	31,97
	Ensemble de la région	24,00	28,17	33,35
Durée brute – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	14,93	17,33	18,10
	Communes avec $Di > 30$ km	13,97	15,30	16,45
	Ensemble de la région	14,49	15,38	17,17
Durée brute – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	43,66	55,45	60,48
	Communes avec $Di > 30$ km	33,08	39,63	46,58
	Ensemble de la région	34,88	41,18	48,85
Durée nette – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	14,34	16,27	17,65
	Communes avec $Di > 30$ km	13,62	14,72	15,41
	Ensemble de la région	13,72	14,81	15,77
Durée nette – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	51,46	57,97	68,30
	Communes avec $Di > 30$ km	37,51	43,92	49,01
	Ensemble de la région	38,48	45,87	52,01

Région Lorraine

Durées en mois	Territoires	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur
Durée brute – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	9,28	9,86	10,84
	Communes avec $Di > 30$ km	9,50	10,36	11,01
	Ensemble de la région	9,46	10,20	10,99
Durée brute – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	18,61	23,05	27,04
	Communes avec $Di > 30$ km	22,78	27,24	32,20
	Ensemble de la région	21,87	25,65	30,84
Durée nette – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	8,39	9,07	9,84
	Communes avec $Di > 30$ km	8,82	9,45	10,28
	Ensemble de la région	8,62	9,38	10,22
Durée nette – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	19,42	22,79	27,76
	Communes avec $Di > 30$ km	22,93	26,08	32,66
	Ensemble de la région	21,44	25,79	30,26
Durée brute – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	14,54	15,18	16,63
	Communes avec $Di > 30$ km	14,39	15,33	16,90
	Ensemble de la région	14,39	15,23	16,90
Durée brute – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	31,59	37,07	46,05
	Communes avec $Di > 30$ km	34,29	43,15	48,69
	Ensemble de la région	33,73	40,60	47,94
Durée nette – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	13,42	14,59	15,34
	Communes avec $Di > 30$ km	13,90	15,22	16,10
	Ensemble de la région	13,78	15,01	16,02
Durée nette – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	35,59	40,16	47,59
	Communes avec $Di > 30$ km	36,77	44,82	51,96
	Ensemble de la région	36,21	43,23	50,52

Région Alsace*

Durées en mois	Territoires	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur
Durée brute – sorties simples pour tout motif	Communes avec $Di \leq 30$ km	9,76	10,36	11,04
	Communes avec $Di > 30$ km	9,32	10,35	10,90
	Ensemble de la région	9,71	10,36	10,97
Durée brute – sorties simples pour reprise déclarée	Communes avec $Di \leq 30$ km	20,50	23,81	26,49
	Communes avec $Di > 30$ km	21,18	26,04	27,29
	Ensemble de la région	20,64	23,90	26,49
Durée nette – sorties simples pour tout motif	Communes avec $Di \leq 30$ km	8,80	9,38	10,04
	Communes avec $Di > 30$ km	8,76	9,35	9,94
	Ensemble de la région	8,76	9,36	10,04
Durée nette – sorties simples pour reprise déclarée	Communes avec $Di \leq 30$ km	20,55	23,87	25,85
	Communes avec $Di > 30$ km	20,61	25,51	27,89
	Ensemble de la région	20,61	23,87	26,01
Durée brute – sorties durables pour tout motif	Communes avec $Di \leq 30$ km	14,03	14,66	15,76
	Communes avec $Di > 30$ km	13,65	15,76	15,79
	Ensemble de la région	14,02	14,70	15,79
Durée brute – sorties durables pour reprise déclarée	Communes avec $Di \leq 30$ km	27,60	30,96	35,25
	Communes avec $Di > 30$ km	34,25	39,63	41,89
	Ensemble de la région	27,60	31,70	37,34
Durée nette – sorties durables pour tout motif	Communes avec $Di \leq 30$ km	13,37	14,06	14,59
	Communes avec $Di > 30$ km	13,17	14,49	15,28
	Ensemble de la région	13,37	14,06	14,63
Durée nette – sorties durables pour reprise déclarée	Communes avec $Di \leq 30$ km	30,18	32,85	35,71
	Communes avec $Di > 30$ km	37,56	40,79	41,23
	Ensemble de la région	30,18	33,06	36,64

* Les durées de chômage en région Alsace sont à utiliser avec prudence en matière de comparaison entre territoires, car 90 % des communes alsaciennes sont situées à moins de 30 kilomètres de la frontière. Par conséquent, les durées moyennes de chômage à l'échelle de la région sont nécessairement très proches des durées moyennes affichées par les 90 % de communes proches de la frontière.

Région Franche-Comté

Durées en mois	Territoires	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur
Durée brute – sorties simples pour tout motif	Communes avec $Di \leq 30$ km	9,27	10,33	11,07
	Communes avec $Di > 30$ km	9,42	10,12	11,19
	Ensemble de la région	9,42	10,33	11,18
Durée brute – sorties simples pour reprise déclarée	Communes avec $Di \leq 30$ km	23,01	28,48	34,74
	Communes avec $Di > 30$ km	25,96	30,32	35,34
	Ensemble de la région	25,60	30,32	35,05
Durée nette – sorties simples pour tout motif	Communes avec $Di \leq 30$ km	8,28	9,09	10,21
	Communes avec $Di > 30$ km	8,77	9,17	10,25
	Ensemble de la région	8,46	9,17	10,25
Durée nette – sorties simples pour reprise déclarée	Communes avec $Di \leq 30$ km	22,68	28,84	35,42
	Communes avec $Di > 30$ km	27,61	29,62	33,72
	Ensemble de la région	25,08	29,53	34,36
Durée brute – sorties durables pour tout motif	Communes avec $Di \leq 30$ km	13,73	14,80	16,05
	Communes avec $Di > 30$ km	13,34	14,60	15,60
	Ensemble de la région	13,36	14,60	15,84
Durée brute – sorties durables pour reprise déclarée	Communes avec $Di \leq 30$ km	31,98	39,03	51,45
	Communes avec $Di > 30$ km	34,14	41,99	49,23
	Ensemble de la région	34,14	40,44	49,23
Durée nette – sorties durables pour tout motif	Communes avec $Di \leq 30$ km	12,43	13,76	14,91
	Communes avec $Di > 30$ km	12,82	14,04	14,72
	Ensemble de la région	12,59	14,04	14,75
Durée nette – sorties durables pour reprise déclarée	Communes avec $Di \leq 30$ km	36,08	41,00	52,17
	Communes avec $Di > 30$ km	39,74	43,59	52,10
	Ensemble de la région	39,38	43,59	52,10

Région Rhône-Alpes

Durées en mois	Territoires	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur
Durée brute – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	6,25	8,43	8,84
	Communes avec $Di > 30$ km	9,09	9,93	10,67
	Ensemble de la région	8,77	9,62	10,43
Durée brute – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	7,11	14,45	15,59
	Communes avec $Di > 30$ km	16,91	20,62	24,60
	Ensemble de la région	15,66	19,15	23,71
Durée nette – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	6,01	7,30	7,87
	Communes avec $Di > 30$ km	8,25	8,92	9,75
	Ensemble de la région	7,92	8,71	9,49
Durée nette – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	8,62	12,37	14,11
	Communes avec $Di > 30$ km	16,29	19,30	23,64
	Ensemble de la région	14,84	18,28	22,45
Durée brute – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	11,85	12,66	13,76
	Communes avec $Di > 30$ km	13,27	14,29	15,61
	Ensemble de la région	12,96	14,03	15,39
Durée brute – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	19,29	23,01	24,86
	Communes avec $Di > 30$ km	25,44	28,92	36,78
	Ensemble de la région	24,07	27,53	34,62
Durée nette – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	10,87	11,70	13,01
	Communes avec $Di > 30$ km	12,47	13,62	14,85
	Ensemble de la région	12,19	13,40	14,67
Durée nette – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	20,36	23,07	25,83
	Communes avec $Di > 30$ km	26,32	30,27	36,34
	Ensemble de la région	25,31	28,50	34,50

Région Provence-Alpes-Côte d'Azur

Durées en mois	Territoires	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur
Durée brute – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	6,46	8,98	10,26
	Communes avec $Di > 30$ km	9,76	10,37	11,08
	Ensemble de la région	9,25	10,12	10,96
Durée brute – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	7,55	17,99	26,85
	Communes avec $Di > 30$ km	24,04	28,69	35,17
	Ensemble de la région	23,42	27,07	34,33
Durée nette – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	6,48	8,34	8,86
	Communes avec $Di > 30$ km	8,64	9,50	10,14
	Ensemble de la région	8,51	9,21	10,01
Durée nette – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	11,74	18,55	22,39
	Communes avec $Di > 30$ km	23,59	28,16	33,97
	Ensemble de la région	21,99	27,26	32,23
Durée brute – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	12,84	14,10	15,89
	Communes avec $Di > 30$ km	14,43	15,46	16,37
	Ensemble de la région	14,13	15,30	16,29
Durée brute – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	25,82	30,12	38,99
	Communes avec $Di > 30$ km	37,10	42,67	53,14
	Ensemble de la région	35,48	41,02	51,07
Durée nette – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	12,60	13,25	14,84
	Communes avec $Di > 30$ km	13,67	14,73	15,81
	Ensemble de la région	13,37	14,54	15,62
Durée nette – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	31,31	33,87	37,43
	Communes avec $Di > 30$ km	39,65	45,80	54,64
	Ensemble de la région	37,43	43,72	54,02

Région Languedoc-Roussillon

Durées en mois	Territoires	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur
Durée brute – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	8,48	9,08	9,63
	Communes avec $Di > 30$ km	9,92	11,03	12,11
	Ensemble de la région	9,64	10,63	11,93
Durée brute – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	17,21	20,79	24,20
	Communes avec $Di > 30$ km	29,52	35,07	42,17
	Ensemble de la région	24,90	33,32	40,55
Durée nette – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	7,67	8,29	8,90
	Communes avec $Di > 30$ km	8,92	10,09	10,78
	Ensemble de la région	8,52	9,80	10,66
Durée nette – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	17,93	22,05	23,50
	Communes avec $Di > 30$ km	26,95	33,85	40,78
	Ensemble de la région	24,98	32,49	38,54
Durée brute – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	12,76	14,06	15,06
	Communes avec $Di > 30$ km	14,93	16,00	17,50
	Ensemble de la région	14,64	15,70	17,24
Durée brute – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	30,81	33,77	35,13
	Communes avec $Di > 30$ km	43,43	51,57	58,18
	Ensemble de la région	39,98	50,32	58,18
Durée nette – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	12,16	13,50	14,68
	Communes avec $Di > 30$ km	14,17	15,36	16,53
	Ensemble de la région	13,91	15,04	16,29
Durée nette – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	33,63	36,26	38,15
	Communes avec $Di > 30$ km	44,48	52,54	58,37
	Ensemble de la région	42,19	51,17	57,17

Région Midi-Pyrénées

Durées en mois	Territoires	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur
Durée brute – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	8,01	11,36	12,30
	Communes avec $Di > 30$ km	10,55	11,61	12,83
	Ensemble de la région	10,41	11,52	12,74
Durée brute – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	11,55	25,01	49,18
	Communes avec $Di > 30$ km	30,52	38,29	47,16
	Ensemble de la région	28,30	38,07	47,16
Durée nette – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	7,89	10,22	11,07
	Communes avec $Di > 30$ km	9,44	10,42	11,37
	Ensemble de la région	9,30	10,39	11,28
Durée nette – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	14,08	25,93	43,91
	Communes avec $Di > 30$ km	30,22	36,83	45,60
	Ensemble de la région	26,81	35,18	45,60
Durée brute – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	13,03	16,73	18,45
	Communes avec $Di > 30$ km	15,25	16,96	18,54
	Ensemble de la région	15,07	16,96	18,51
Durée brute – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	21,58	46,18	72,16
	Communes avec $Di > 30$ km	45,77	55,04	63,20
	Ensemble de la région	43,70	54,53	65,93
Durée nette – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	12,79	16,07	17,52
	Communes avec $Di > 30$ km	14,26	15,78	17,10
	Ensemble de la région	14,19	15,83	17,26
Durée nette – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $Di \leq 30$ km	23,51	45,06	68,61
	Communes avec $Di > 30$ km	48,35	57,19	66,03
	Ensemble de la région	43,52	57,19	66,72

Région Aquitaine

Durées en mois	Territoires	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur
Durée brute – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $D_i \leq 30$ km	9,08	9,66	10,62
	Communes avec $D_i > 30$ km	10,44	11,08	12,04
	Ensemble de la région	10,16	10,97	11,95
Durée brute – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $D_i \leq 30$ km	20,36	23,34	28,96
	Communes avec $D_i > 30$ km	28,54	32,54	36,57
	Ensemble de la région	27,48	31,96	35,70
Durée nette – <i>sorties simples pour tout motif</i>	Communes avec $D_i \leq 30$ km	8,73	9,22	9,51
	Communes avec $D_i > 30$ km	9,56	10,23	11,00
	Ensemble de la région	9,35	10,15	10,91
Durée nette – <i>sorties simples pour reprise déclarée</i>	Communes avec $D_i \leq 30$ km	21,74	23,03	30,01
	Communes avec $D_i > 30$ km	27,27	31,27	34,91
	Ensemble de la région	26,13	31,13	34,71
Durée brute – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $D_i \leq 30$ km	13,67	14,53	15,19
	Communes avec $D_i > 30$ km	15,02	16,24	17,41
	Ensemble de la région	14,88	16,01	17,27
Durée brute – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $D_i \leq 30$ km	28,21	36,80	38,75
	Communes avec $D_i > 30$ km	38,99	44,40	50,38
	Ensemble de la région	37,37	43,11	50,08
Durée nette – <i>sorties durables pour tout motif</i>	Communes avec $D_i \leq 30$ km	13,12	13,61	14,54
	Communes avec $D_i > 30$ km	14,34	15,56	16,51
	Ensemble de la région	14,12	15,32	16,46
Durée nette – <i>sorties durables pour reprise déclarée</i>	Communes avec $D_i \leq 30$ km	32,57	36,98	43,37
	Communes avec $D_i > 30$ km	39,44	44,91	50,24
	Ensemble de la région	38,50	44,09	48,79

Annexe 3. Modèle estimé par *Moindres Carrés Ordinaires* (MCO)

Régressions des durées nettes de chômage : estimations par <i>Moindres Carrés Ordinaires</i>					
Variables	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Constante	12.01 (0.00)	8.367 (0.00)	8.024 (0.00)	9.393 (0.00)	9.711 (0.00)
Accessibilité à l'emploi - Mobilité					
Part des actifs ayant leur emploi dans leur commune	-2.307 (0.00)	-1.863 (0.00)	-2.070 (0.00)	-1.617 (0.00)	-1.451 (0.00)
Part des actifs se rendant à leur travail à pieds	-1.967 (0.00)	-1.809 (0.00)	-1.786 (0.00)	-1.123 (0.01)	-0.953 (0.04)
Part de ménages ayant 2 voitures ou plus	-5.425 (0.00)	-2.290 (0.00)	-2.359 (0.00)	-1.192 (0.00)	-0.971 (0.01)
Part de ménages ayant emménagé dans les 2 ans	-4.961 (0.00)	-3.463 (0.00)	-3.660 (0.00)	-1.749 (0.02)	-1.223 (0.67)
Part des personnes propriétaires de leur logement	1.616 (0.00)	2.200 (0.00)	2.015 (0.00)	1.229 (0.00)	1.171 (0.00)
Ségrégation résidentielle - Composition sociale					
Part des chômeurs dans la population active		10.66 (0.00)	11.11 (0.00)	6.591 (0.00)	5.337 (0.00)
Part des plus de 15 ans sans diplôme		2.902 (0.00)	2.813 (0.00)	2.772 (0.00)	2.230 (0.00)
Part des actifs occupés travaillant à l'étranger		-2.126 (0.00)	-2.176 (0.00)	-1.319 (0.00)	-1.245 (0.00)
Part des ménages ouvriers		0.675 (0.15)	0.844 (0.01)	0.312 (13.9)	0.419 (3.80)
Part des ménages employés		-0.962 (0.45)	-0.715 (4.70)	-0.898 (0.62)	-0.870 (0.56)
Part des ménages cadres		0.378 (28.4)	0.830 (2.54)	0.382 (26.7)	-0.209 (52.9)
Inadéquation des qualifications - Structure locale des emplois					
Indice d'inadéquation JLS			0.005 (21.5)	0.004 (29.4)	0.004 (23.1)
Part des emplois dans la construction			Réf.	Réf.	Réf.
Part des emplois dans l'agriculture			0.823 (0.00)	0.304 (1.77)	0.337 (0.59)
Part des emplois dans l'industrie			0.669 (0.00)	0.580 (0.01)	0.541 (0.01)
Part des emplois dans les services			0.388 (0.42)	0.352 (0.43)	0.226 (5.48)
Indicatrices géographiques					
Belgique				Réf.	Belgique Réf.
Province de Flandre occidentale					0.123 (14.8)
Province du Hainaut					-1.113 (0.00)
Province de Namur					-0.400 (0.04)
Province du Luxembourg					
Luxembourg				-1.952 (0.00)	Luxembourg -2.108 (0.00)
Allemagne				-1.444 (0.00)	Allemagne -1.977 (0.00)
Land de Sarre					-1.562 (0.00)
Land de Rhénanie-Palatinat					-1.255 (0.00)
Land de Bade Wurtemberg (Nord et Sud)					
Suisse				-1.354 (0.00)	Suisse -1.029 (0.00)
Suisse Nord : Neuchâtel - Jura					-2.077 (0.00)
Suisse Sud : Vaud - Genève - Valais					
Italie				-2.872 (0.00)	Italie -3.842 (0.00)
Vallée d'Aoste					-3.091 (0.00)
Piémont					-1.800 (0.00)
Ligurie					
Espagne				-0.773 (0.00)	Espagne -0.678 (0.00)
Catalogne					-1.776 (0.00)
Aragon					-0.771 (0.00)
Navarre - Pays basque					
Nombre d'observations	6896	6896	6769	6769	6769
R ² ajusté	10.6	21.5	22.8	36.4	42.1
AIC	27135	26241	25671	24367	23732
BIC	27176	26323	25780	24510	23943

Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle emploi et des fichiers 2006 du Recensement de l'Insee.

Lecture : Les coefficients significatifs au seuil de 10 % figurent en gras ; les p-values figurent entre parenthèses et sont données en pourcentage.

DERNIERS NUMÉROS PARUS :

téléchargeables à partir du site <http://www.cee-recherche.fr>

- N° 144** *The Turkish Welfare Regime under Pressure: Resilience or Change?*
Le régime turc de protection sociale sous pression : résistance ou changement ?
CARLOS SOTO IGUARAN
avril 2011
- N° 143** *Évaluer l'expérimentation sociale*
BERNARD GOMEL, ÉVELYNE SERVERIN
avril 2011
- N° 142** *Les nouveaux cadres d'une entreprise publique en mutation*
ALEX ALBER
avril 2011
- N° 141** *Discriminations à l'embauche des jeunes Franciliens et intersectionnalité du sexe et de l'origine : Les résultats d'un testing*
PASCALE PETIT, EMMANUEL DUGUET, YANNICK L'HORTY, LOÏC DU PARQUET, FLORENT SARI
février 2011
- N° 140** *Être mobile pour trouver un emploi ? Les enseignements d'une expérimentation en région parisienne*
LOÏC DU PARQUET, EMMANUEL DUGUET, YANNICK L'HORTY, PASCALE PETIT, FLORENT SARI
février 2011
- N° 139** *Qui sont les salariés payés au salaire minimum ? Une analyse empirique à partir de données turques*
OANA CALAVREZO, SELIN PELEK
janvier 2011
- N° 138** *Portrait de l'emploi informel en Turquie*
MÉLIKA BEN SALEM, ISABELLE BENSIDOUN, SELIN PELEK
janvier 2011
- N° 137** *Employer une femme de ménage à domicile. Pratiques et représentations sociales*
FRANÇOIS-XAVIER DEVETTER, MARION LEFEBVRE, ISABELLE PUECH
janvier 2011
- N° 136** *Pourquoi tant de chômeurs à Paris ?*
YANNICK L'HORTY, FLORENT SARI
décembre 2010
- N° 135** *Évaluation aléatoire et expérimentations sociales*
YANNICK L'HORTY, PASCALE PETIT
décembre 2010