

cee

CENTRE D'ÉTUDES DE L'EMPLOI

Juin
2010

Comment réduire la fracture spatiale ?
Théorie et application en Ile-de-France

Nathalie Georges,
Yannick L'Horty, Florent Sari

126

Document de travail

Comment réduire la fracture spatiale ?

Théorie et application en Île-de-France

NATHALIE GEORGES

nathalie.georges@ensae-paristech.fr

ENSAE-PARISTECH, CEE et TEPP (FR n°3126)

YANNICK L'HORTY

yannick.lhorty@univ-evry.fr

EPEE-University d'Evry, CEE et TEPP-CNRS (FR n°3126)

FLORENT SARI

florent.sari@cee-recherche.fr

Université de Paris-Est Marne La Vallée (ERUDITE-OEP), CEE et TEPP (FR n°3126)

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 126

Juin 2010

ISSN 1629-7997
ISBN 978-2-11-098603-0

COMMENT RÉDUIRE LA FRACTURE SPATIALE ?

THÉORIE ET APPLICATION EN ÎLE-DE-FRANCE

Nathalie Georges, Yannick L'Horty, Florent Sari

RESUME

Partant d'un modèle simple de fracture spatiale dans un cadre d'appariement où les travailleurs sont hétérogènes par leur qualification, nous montrons qu'à l'équilibre du modèle il y a déséquilibre total dans l'espace. Les chômeurs sont relégués à l'extrême périphérie et les travailleurs, dont les qualifications sont les plus proches de celles requises par la demande de travail, résident à proximité du centre du bassin d'emploi. On discute analytiquement les effets de différentes politiques publiques permettant de réduire l'ampleur de la fracture spatiale : politique des transports, de formation, du logement social, investissement dans des aménités publiques et fiscalité locale. Il est montré qu'il est nécessaire de mixer ces politiques si l'on souhaite réduire à la fois le chômage et la fracture spatiale. Une application sur des données d'Île-de-France est réalisée en estimant un modèle spatial auto-régressif afin d'expliquer la dispersion des durées communales de chômage par une batterie d'indicateurs représentatifs du dynamisme de l'emploi local, du *spatial mismatch*, du *skill mismatch* et d'effets de ségrégation résidentielle. Des régressions avec entrées hiérarchiques confirment la portée explicative du *skill* et du *spatial mismatches*, tandis que des simulations de politiques publiques indiquent qu'il faut agir dans ces deux directions pour réduire les durées locales de chômage. Pour être efficace, l'action doit être à la fois massive et ciblée dans l'espace.

Mots-clefs : Modèle d'appariement, fracture spatiale, chômage, politiques publiques.

Classification JEL : C41, J64, R1.

How to Reduce the Spatial Fracture? Theory and Application in Ile-de-France

Abstract

From a simple matching model with spatial fracture where workers are heterogeneous in terms of qualifications, we show that there is an important imbalance in space, at the equilibrium. The unemployed are relegated to the far periphery and workers, whose skills are in accordance with those required by the labor demand, reside near the employment center. We analytically discuss effects of different public policies to reduce the magnitude of the spatial fracture: transport policy, training policy, social housing, investment in public amenities and local taxes. It is shown that it is necessary to mix these different policies if we want to reduce both unemployment and the spatial fracture. An application to data of Île-de-France is performed by estimating a spatial autoregressive model. We explain unemployment disparities between towns with indicators representing the dynamism of local employment, spatial mismatch, skill mismatch and residential segregation effects. In a second step, hierarchical regressions confirm effects of skill and spatial mismatches, while simulations of public policies indicate that we must act in both directions, in order to reduce local unemployment durations. In order to be effective, actions must be both massive and localized in space.

Key words: *Matching model, spatial fracture, unemployment, public policies.*

INTRODUCTION¹

L'hypothèse du *spatial mismatch* comme explication possible des écarts de chômage observés entre différents groupes d'individus a été formulée par Kain (1968), dans un article qui a ouvert la voie à nombre de travaux empiriques puis théoriques en économie urbaine. Partant du modèle des villes américaines, où le centre historique (*Central Business District*) a été progressivement abandonné aux populations noires défavorisées au profit des banlieues blanches aisées où se sont délocalisées les firmes, attirées par le moindre coût de la terre et par la proximité des consommateurs, et constatant que les noirs restés en centre-ville souffrent d'un taux de chômage structurel élevé, Kain a suggéré que la raison principale de leurs difficultés d'insertion sur le marché du travail était l'éloignement de ces populations aux emplois. Cette explication en termes de *spatial mismatch* peut s'appliquer plus largement au cas de l'ensemble des chômeurs et dans des configurations géographiques variées : habiter loin d'un bassin d'emploi est l'une des causes du chômage de longue durée.

Une explication alternative fait jouer un rôle principal à l'inadéquation entre les qualifications offertes et demandées. Si des personnes ne trouvent pas d'emploi, c'est parce qu'au sein du périmètre de leur recherche d'emploi, leurs compétences sont en inadéquation avec les demandes des employeurs. On parle alors de *skill mismatch*. Il est important de bien distinguer ces deux sources possibles de mésappariement parce qu'elles conduisent à des recommandations très différentes de politiques publiques.

Les études empiriques menées sur données américaines semblent confirmer le rôle joué par la distance aux emplois dans la difficulté à sortir du chômage, puisque les travailleurs qui résident à proximité des bassins d'emploi passent en moyenne moins de temps que les autres au chômage, et ce notamment en raison des coûts de prospection induits par la distance aux emplois (Rogers, 1997 ; Immergluk, 1998), ou du coût prohibitif des transports (Brueckner et Martin, 1997). Des résultats comparables ont été obtenus sur données françaises par Cavaco et Lesueur (2002). Hellerstein, Neumark et McInerney (2008), qui étudient la situation de Chicago, montrent cependant que la distance physique à l'emploi compte peu dès lors que l'on prend en compte les problèmes de *skill mismatch* à un niveau d'observation suffisamment fin. Des effets de pairs et de réseaux sont également à considérer pour expliquer le chômage de longue durée de certaines catégories² (Crane, 1991 ; O'Reagan, 1993) ; les trois effets jouant différemment selon les catégories de travailleurs (Pastor et Marcelli, 2000). Ces difficultés semblent en outre accentuées par les contraintes liées au marché de l'immobilier, d'après une étude sur données britanniques (Patacchini et Zenou, 2006).

Trois voies sont alors ouvertes aux politiques publiques (Ihlanfeldt et Sjoquist, 1998) : rapprocher les emplois des travailleurs, les travailleurs des emplois ou assurer une meilleure

¹ Nathalie Georges : ENSAE-PARISTECH, CEE et TEPP (FR n°3126), 29 promenade Michel Simon, 93166 Noisy-le-Grand Cedex. nathalie.georges@ensae-paristech.fr

Yannick L'Horty : EPEE-University d'Evry, Centre d'études de l'emploi (CEE) et TEPP-CNRS (FR n°3126), 4, bd F. Mitterrand, 91025 Evry Cedex, France. yannick.lhorty@univ-evry.fr

Florent Sari : Université de Paris-Est Marne La Vallée (ERUDITE-OEP), CEE et TEPP (FR n°3126), 29 promenade Michel Simon, 93166 Noisy-le-Grand Cedex. florent.sari@cee-recherche.fr

² Certains chômeurs peuvent ainsi souffrir d'un *social mismatch* : effets négatifs de la ségrégation résidentielle entre groupes socio-économiques, effets de pairs qui freinent l'acquisition de capital humain, mauvais réseaux sociaux pour trouver un emploi, ou stigmatisation de certains quartiers par les employeurs.

connexion entre les deux. Par exemple, une subvention publique des transports (Kawabata, 2003 ; Holzer, Quigley et Raphael, 2003), ou une aide ciblée à la motorisation des ménages (Raphael et Stoll, 2001) peuvent limiter le *spatial mismatch* et accélérer la sortie du chômage.

Les études menées sur l'Île-de-France suggèrent également que l'éloignement physique aux emplois peut en partie expliquer la courbe en U du chômage observée autour de Paris (Duguet, L'Horty et Sari, 2008), mais soulignent cependant que les phénomènes de ségrégation ont aussi un rôle à jouer dans l'explication des différences locales dans l'accès à l'emploi (Gobillon et Selod, 2006). Une fois contrôlée de la structure de la main-d'œuvre au niveau régional, on observe des différences marquées de durées de chômage pour des communes contigües, ainsi que des « grappes de territoires » homogènes qui ne s'expliquent pas par les caractéristiques sociodémographiques des chômeurs (Duguet, Goujard et L'Horty, 2007). Il faut donc trouver des explications alternatives à une simple approche par les caractéristiques de l'offre de travail pour justifier ces effets proprement géographiques.

L'objectif de la présente étude est de rendre compte des disparités spatiales de durée du chômage en intégrant la demande locale de travail à l'aide d'un modèle de flux³ (concernant d'un côté les durées de chômage et de l'autre le dynamisme de créations et destructions d'emplois) qui réintègre la demande de travail à travers des indicateurs agrégés au niveau de la commune.

La première section présente un modèle théorique simple de fracture spatiale dans un cadre d'appariement où les travailleurs sont hétérogènes par leur qualification. À l'équilibre du modèle, on aboutit à un déséquilibre total dans l'espace où les chômeurs sont relégués à l'extrême périphérie et où les travailleurs, dont les qualifications sont les plus proches de celles requises par la demande de travail, résident à proximité du centre d'emploi.

La deuxième section discute de façon analytique les effets de différentes politiques publiques permettant de réduire les *skill* et *spatial mismatches* : politique des transports, de formation, du logement social, investissement dans des aménités publiques et fiscalité locale. Il est montré qu'il est nécessaire de mixer ces politiques si l'on souhaite à la fois réduire le chômage et la fracture spatiale.

La troisième section propose une application sur l'Île-de-France. On y estime un modèle spatial auto-régressif afin d'expliquer la dispersion des durées communales de chômage par une batterie d'indicateurs représentatifs du dynamisme de l'emploi local, du *spatial mismatch*, du *skill mismatch* et d'effets de ségrégation résidentiel. Des régressions avec entrées hiérarchiques confirment la portée explicative du *skill* et du *spatial mismatches*, tandis que des simulations de politiques publiques confirment qu'il faut agir dans ces deux directions pour réduire les durées locales de chômage. Pour être efficace, l'action doit être à la fois massive et ciblée dans l'espace.

1. UN MODÈLE SIMPLE DE FRACTURE SPATIALE

Dans cette section, nous présentons un modèle d'appariement à la Pissarides avec une main-d'œuvre hétérogène et une localisation dans l'espace des activités et des travailleurs, susceptibles d'être à l'origine à la fois d'un *skill* et d'un *spatial mismatch*. Le contexte est celui d'une ville constituée d'un centre concentrant les activités et d'une périphérie où

³ Ainsi que le préconisent Gaschet et Gaussier (2003).

résident les travailleurs – sur le modèle de la plupart des villes européennes – et où il n'y a aucune régulation publique. À l'équilibre conjoint du marché du travail et du marché de l'immobilier, la structuration endogène de l'espace conduit à une fracture spatiale radicale entre les salariés dans les zones les plus proches des emplois et les chômeurs, à l'extrême périphérie. Les salariés sont eux-mêmes hiérarchisés en fonction du niveau d'adéquation de leurs compétences aux emplois, les plus proches des caractéristiques de la demande de travail résidant à côté des entreprises.

1.1. Appariement et structure du bassin d'emploi

On suppose que les travailleurs occupent chacun une proportion égale de terre normalisée à 1 sur un territoire fermé, que l'on suppose circulaire et symétrique pour simplifier (Zenou, 2000). Le centre du territoire est l'origine des distances, et le point le plus éloigné se trouve à une distance d . La distance entre le centre du territoire et la localisation des agents est notée x (cf. schéma 1). Ce territoire appartient à un unique propriétaire extérieur, qui loue les terrains aux agents pour un montant unitaire $R(x)$ noté R_e pour les entreprises et $R(x)$ pour les travailleurs. Les entreprises sont installées au centre de ce territoire, en θ , regroupées en zone d'activité⁴. Elles recrutent la main-d'œuvre locale pour produire, avec à chaque période une proportion n des entreprises qui disparaît, alors que les travailleurs ont une durée de vie infinie (il n'y a pas de croissance démographique).

Outre leurs qualifications acquises avant l'installation des entreprises, les travailleurs se différencient également par leur distance géographique x aux emplois, en fonction de leur lieu de résidence sur le territoire. Or, pour se déplacer (travailler ou aller prospecter pour trouver un emploi), les travailleurs sont soumis à un coût de transport t par unité de distance⁵. Le coût pour chaque travailleur qui se rend jusqu'à une entreprise est donc de $t \times x$. Comme les travailleurs sont rationnels, ils cherchent à minimiser leurs dépenses de transport, ce qui revient à modéliser une préférence pour la proximité aux emplois.

On modélise le marché du travail comme un processus d'appariement entre d'une part les emplois vacants, notés V , et les demandeurs d'emplois, notés U . À chaque date, certains emplois vacants sont pourvus et des chômeurs retrouvent un emploi ; dans le même temps, certains emplois sont détruits, et des travailleurs se retrouvent au chômage. Il existe donc des flux permanents de main-d'œuvre⁶ (création/destruction d'emplois), mais également un stock instantané non nul d'emplois vacants et de chômeurs, qui traduit les rigidités et frictions existantes sur le marché du travail⁷.

Pour modéliser ce processus instantané d'appariement entre offre et demande de travail, on utilise une *fonction d'appariement* (Pissarides, 2000, chapitre 1, Cahuc et Zylberberg, 2001,

⁴ On suppose pour simplifier que la zone d'activité se résume au point θ de l'espace, car les entreprises étant proches les unes des autres, elles n'ont pas de coût de transport pour échanger les unes avec les autres. Cette hypothèse conduit à imposer un loyer constant et identique pour toutes les firmes, R_e est donc indépendant de x .

⁵ Ce « coût » de transport peut également s'interpréter comme un temps de transport dont la valeur subjective est différente d'un individu à un autre, et notamment fonction des revenus. Dans ce cadre, le coût associé par les chômeurs et les actifs occupés au temps de transport peut être différent.

⁶ Ce qui correspond bien à la situation française, où la variation nette entre créations et destructions d'emploi (moins de 1 %) cache un taux de rotation annuel de près de 25 % de l'emploi total (Cahuc et Zylberberg, 2001).

⁷ Imperfections telles que les coûts de transaction, l'inadéquation de la main-d'œuvre disponible aux emplois, l'imparfaite mobilité des travailleurs, etc.

chapitre 7) qui indique le nombre d'emplois pourvus à chaque instant. On note $M(V,U)$ cette fonction, qui présente les caractéristiques suivantes :

$$M(V,0) = M(0,U) = 0 ; \frac{\partial M(\cdot)}{\partial V} > 0 \text{ et } \frac{\partial M(\cdot)}{\partial U} > 0 ; \alpha M(V,U) = M(\alpha V, \alpha U)$$

Ces hypothèses signifient que les facteurs V et U sont complémentaires, que le nombre d'appariements s'accroît avec l'augmentation des facteurs, et que la fonction $M(\cdot)$ est à rendements d'échelle constants (homogène de degré 1). Plus la valeur de $M(\cdot)$ est élevée à V et U donnés, plus le processus d'appariement est efficace.

On suppose d'autre part, afin de simplifier l'analyse, que seuls les chômeurs recherchent un emploi (les travailleurs en poste ne cherchent pas à en changer), et que l'intensité de cette recherche est la même pour tous⁸.

À chaque instant, la probabilité de pourvoir un emploi vacant est donc : $\frac{M(V,U)}{V} = M(1, \frac{U}{V})$

On note : $\theta = \frac{V}{U}$ et on définit $m(\theta) = M(1, \frac{U}{V}) = q$.

θ est donc l'indicateur de la *tension* sur le marché du travail, rapport des emplois vacants au nombre de demandeurs d'emploi.

Avec ces mêmes définitions, la probabilité instantanée qu'un chômeur retrouve un emploi est égale à $\theta m(\theta) = p$.

On a : $\frac{\partial(q)}{\partial \theta} < 0$ et $\frac{\partial(p)}{\partial \theta} > 0$

Ainsi, la probabilité de pourvoir un emploi vacant est décroissante avec la tension qui règne sur le marché du travail. Au contraire, la probabilité pour un chômeur de retrouver un emploi est croissante avec l'indicateur de tension. En effet, plus il y a d'emplois vacants disponibles à nombre constant de chômeurs, plus il est difficile de pourvoir ces emplois, alors qu'au contraire il est plus facile pour les chômeurs de se faire embaucher.

On suppose que les travailleurs ont *ex ante* des qualifications hétérogènes, et que, de même, les postes de travail requièrent des compétences diversifiées (Salop, 1979). Plus la qualification d'un travailleur est proche des compétences demandées pour un poste, meilleure est la qualité de l'appariement, c'est-à-dire que la productivité du travailleur est d'autant plus élevée qu'il correspond au poste qu'il occupe.

Pour décrire l'éloignement relatif des travailleurs aux emplois sur la base de la correspondance entre les postes et les qualifications, nous utilisons la représentation du cercle des qualifications (Marimon et Zilibotti, 1999, Gavrel, Lages Dos Santos et Lebon, 2002) (schéma 2). Les travailleurs et les emplois sont aléatoirement répartis sur le cercle, et l'arc de cercle le plus court qui sépare un travailleur d'un emploi est la « distance » entre la qualification du travailleur et celle du poste⁹. On note ℓ cette distance, et on normalise la circonférence du cercle à 2 pour avoir $0 \leq \ell \leq 1$. Le cas $\ell = 0$ correspond à la parfaite adéquation des compétences du travailleur au poste, alors que le cas $\ell = 1$ correspond au

⁸ Pour simplifier le modèle, nous n'introduisons pas d'efficacité différentielle de recherche en fonction de la distance géographique aux emplois (cf. Zenou et Wasmer, 2006), les résultats principaux du modèle n'en sont pas affectés.

⁹ Il s'agit ici d'une distance « théorique » au sens où elle ne correspond aucunement à un éloignement physique aux emplois, notion qui sera introduite ultérieurement. Cette représentation a pour seule vertu de faciliter la compréhension du processus d'appariement en présence de qualifications hétérogènes (Gavrel et Lebon, 2008).

contraire à l'inadéquation maximale possible. En d'autres termes, ℓ traduit le degré de *skill mismatch* : plus ℓ est élevé, plus le *mismatch* est fort.

Schéma 1. Structure du bassin d'emploi

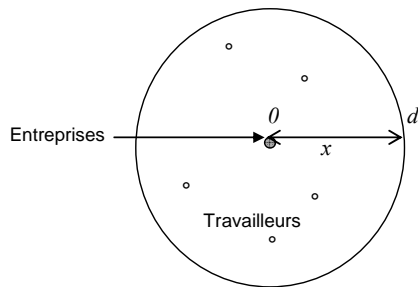
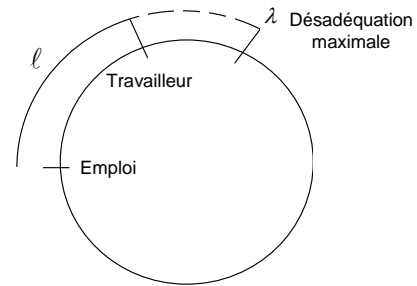


Schéma 2. Le cercle des qualifications



Chaque entreprise est assimilée à un producteur individuel, c'est-à-dire que chaque emploi produit l'*output* y de la firme à chaque date. Cet *output* est fonction de l'adéquation de la qualification au poste : on note $y(\ell)$ la *fonction d'adéquation* qui est croissante avec l'adéquation au poste et concave ($y'(\ell) < 0$ et $y''(\ell) \leq 0$).

On note λ la tolérance maximale des entreprises à l'inadéquation relative de la qualification du travailleur au poste offert (λ est donc la *désadéquation limite* ($\ell \leq \lambda$)) et on suppose que toutes les firmes ont le même seuil λ ¹⁰. Si un poste est vacant et qu'un travailleur i se présente pour le pourvoir, il est embauché si $\ell_i \leq \lambda$, sinon l'appariement ne se fait pas.

Les probabilités p et q sont croissantes avec λ , puisque une augmentation de λ correspond à un relâchement de la contrainte d'appariement imposée par les entreprises, davantage d'embauches sont donc rendues possibles à chaque date.

1.2 Utilités intertemporelles des agents

1.2.1. Les entreprises

Pour simplifier, les entreprises ne produisent qu'un seul bien y à partir d'un seul facteur, le travail, dont la productivité est fonction de l'adéquation de la qualification au poste $1 - \ell$. À chaque instant, le poste de travail de l'entreprise est soit occupé soit vacant, et l'entreprise maximise son espérance de profit en fonction du statut d'occupation du poste.

Pour un poste occupé, l'espérance de profit est fonction du gain retiré de la production du bien $y(\ell)$, du salaire versé au travailleur $w(\ell)$, du loyer versé au propriétaire terrien R_e , et de la probabilité n que l'emploi soit à nouveau occupé ou détruit durant les périodes suivantes.

On suppose que l'ensemble des agents de l'économie actualise son espérance de gain à l'aide du facteur d'actualisation $1/(1+r)$.

On a donc comme espérance actualisée de profit pour un emploi occupé :

$$\Pi_o(\ell) = \frac{1}{1+r} \{y(\ell) - w(\ell) - R_e + [n\Pi_v + (1-n)\Pi_o(\ell)]\} \quad (1)$$

¹⁰ On pourrait rajouter dans la fonction $y(\cdot)$ un paramètre mesurant le degré de spécialisation de l'emploi dépendant de chaque firme (paramètre technologique) (Amine, Gavrel et Lebon, 2007), les résultats obtenus resteraient alors comparables.

Où Π_v est l'espérance de profit liée à un poste vacant.

Cette équation peut se réécrire comme une équation d'arbitrage, si l'on interprète le taux d'actualisation r comme un taux d'intérêt sur un marché financier où l'entrepreneur pourrait placer ses actifs plutôt que d'investir :

$$r\Pi_o(\ell) = y(\ell) - w(\ell) - R_e + n[\Pi_v - \Pi_o(\ell)] \quad (2)$$

Où $y(\ell) - w(\ell) - R_e$ est le gain lié à la production et $\Pi_v - \Pi_o(\ell)$ le coût lié à la destruction de l'emploi.

L'espérance de profit Π_v liée à un emploi vacant est une fonction de λ , car on a vu que q , probabilité instantanée que le poste soit pourvu, est une fonction croissante de λ . On note c le coût fixe lié à l'entretien d'un poste vacant, et même s'il ne produit pas, l'entrepreneur paie son loyer.

$$\Pi_v(\lambda) = \frac{1}{1+r} \{-c - R_e + [q\bar{\Pi}_o + (1-q)\Pi_v(\lambda)]\} \quad (3)$$

où $\bar{\Pi}_o$ est l'espérance de profit de l'emploi une fois occupé : $\bar{\Pi}_o = \frac{1}{\lambda} \int_0^\lambda \Pi_o(\ell) d\ell$ (4)

On peut également interpréter l'équation (3) comme une équation d'arbitrage :

$$r\Pi_v(\lambda) = -c - R_e + q[\bar{\Pi}_o - \Pi_v(\lambda)] \quad (5)$$

Lorsque le bassin d'emploi se forme, de nouvelles entreprises entrent sur le marché tant que l'espérance de profit liée à un emploi vacant est strictement positive. Cette condition de libre entrée implique qu'à l'état stationnaire $\Pi_v(\lambda) = 0$ (6).

Cette condition (6) associée aux équations (2) et (5) donne :

$$\bar{\Pi}_o = \frac{\bar{y} - \bar{w} - R_e}{r+n} = \frac{c + R_e}{q} \quad (7)$$

Où \bar{y} et \bar{w} sont respectivement la production et le salaire moyen dans l'économie :

$$\bar{y} = \frac{1}{\lambda} \int_0^\lambda y(\ell) d\ell \quad \text{et} \quad \bar{w} = \frac{1}{\lambda} \int_0^\lambda w(\ell) d\ell \quad (8)$$

L'équation (7) s'interprète comme l'égalisation du profit moyen espéré lié à un emploi occupé et du coût moyen d'un emploi vacant, résultat de la maximisation du profit à l'équilibre de libre entrée. Comme la probabilité q de pourvoir un emploi vacant est décroissante avec l'indicateur de tension θ , l'équation (7) définit une relation décroissante entre le salaire et θ , qui s'interprète comme la demande de travail du modèle néoclassique standard : à l'équilibre, une hausse du salaire dégrade les perspectives de profit des entreprises qui diminuent donc le nombre de postes vacants, ce qui fait baisser la tension sur le marché du travail.

1.2.2. Les travailleurs

Comme par hypothèse la productivité des travailleurs salariés dépend de l'adéquation de leurs compétences à l'emploi occupé, leur salaire $w(\ell)$ en dépend également. De plus, leur bien-être dépend de leur localisation dans l'espace, par le biais du coût de transport qu'ils supportent pour se rendre sur leur lieu de travail et du loyer qu'ils paient au propriétaire

terrien. Leur espérance d'utilité intertemporelle $U_L(\ell, x)$ est donc une fonction de l'adéquation des qualifications et de la distance aux emplois¹¹.

Les chômeurs ont un gain net à la recherche d'emploi $z(x)$ constitué d'une allocation chômage forfaitaire b à laquelle on déduit le coût de recherche, qui est une fraction $0 < \alpha < 1$ du coût de transport pour se rendre dans les entreprises pour prospecter¹² : $z(x) = b - \alpha tx$ (9)

Leur espérance d'utilité intertemporelle $U_C(\lambda, x)$ est fonction de la désadéquation limite λ par le biais de l'espérance de salaire liée au fait de retrouver un emploi et procurant l'utilité \bar{U}_L telle que :

$$\bar{U}_L = \frac{1}{\lambda} \frac{1}{d} \int_0^\lambda \int_0^d U_L(\ell, x) d\ell dx \quad (10)$$

On a alors :

$$U_L(\ell, x) = \frac{1}{1+r} \{w(\ell) - R(x) - tx + [nU_C + (1-n)U_L(\ell, x)]\} \quad (11)$$

Soit :

$$rU_L(\ell, x) = w(\ell) - R(x) - tx + n[U_C - U_L(\ell, x)] \quad (12)$$

Et :

$$U_C(\lambda, x) = \frac{1}{1+r} \{z(x) - R(x) + [p\bar{U}_L + (1-p)U_C(\lambda, x)]\} \quad (13)$$

Soit :

$$rU_C(\lambda, x) = z(x) - R(x) + p[\bar{U}_L - U_C(\lambda, x)] \quad (14)$$

1.3. Taux de chômage à l'équilibre des flux

À l'équilibre stationnaire, le taux de chômage u est stable : $\dot{u} = 0$. Le flux des chômeurs qui trouvent un emploi est par définition de l'équilibre égal au flux des emplois qui deviennent vacants :

$$pu = n(1-u) \quad (15), \quad \text{soit : } u = \frac{n}{n+p} \quad (16)$$

Cette relation décroissante et convexe¹³ entre p (et donc θ et donc v , taux des emplois vacants) et u est connue sous le nom de *Courbe de Beveridge*. Plus cette courbe est proche des axes, plus la technologie d'appariement est efficace¹⁴ (schéma 3).

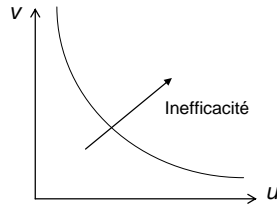
¹¹ Nous faisons l'hypothèse que tous les travailleurs ont la même fonction d'utilité.

¹² On suppose ainsi que les chômeurs se rendent moins souvent dans les entreprises pour prospecter que les salariés pour travailler.

¹³ En raison des hypothèses faites sur la forme de la fonction d'appariement.

¹⁴ On pourrait également faire dépendre la courbe de Beveridge de la distance géographique aux emplois, si dans la fonction d'appariement on introduit une relation entre p et x .

Schéma 3. Courbe de Beveridge



Si le salaire est considéré comme exogène (hypothèse levée au paragraphe suivant), on peut calculer le taux de chômage et l'indicateur de tension d'équilibre à partir des équations (7) et (16) :

$$\begin{cases} \frac{\bar{y} - \bar{w} - R_e}{r + n} = \frac{c + R_e}{m(\theta)} \\ u = \frac{n}{n + \theta m(\theta)} \end{cases}$$

Ce qui donne :

$$\begin{cases} \hat{\theta} = m^{-1}(A) \\ \hat{u} = \frac{n}{n + Am^{-1}(A)} \end{cases} \quad \text{où } A = \frac{(c + R_e)(r + n)}{\bar{y} - \bar{w} - R_e} \quad (17)$$

Étant donné que la fonction $m(\cdot)$ est positive et strictement croissante, l'équation (17) montre qu'il existe une relation décroissante entre la productivité moyenne et le chômage. En d'autres termes, le chômage augmente avec l'indicateur de désadéquation ℓ . Donc si l'on compare deux groupes de travailleurs avec des niveaux de désadéquation moyenne $\ell_1 > \ell_2$, on aura des taux de chômage respectifs $u_1 > u_2$: le taux de chômage augmente donc avec le *skill mismatch*.

1.4. Négociation salariale et partage du surplus

Le surplus S dégagé par l'appariement d'un travailleur et d'un poste de travail est égal à la somme du gain d'utilité du travailleur occupé relativement au statut de chômeur et du gain de profit pour l'employeur dont le poste de travail est occupé plutôt que vacant :

$$S = [U_L(\ell, x) - U_C(\lambda, x)] + [\Pi_o(\ell) - \Pi_v(\lambda)] \quad (18)$$

On peut assimiler la négociation entre une entreprise et un travailleur à un jeu non coopératif, où le pouvoir de négociation du travailleur est $\beta \in [0,1]$. Entreprises et travailleurs ont conjointement intérêt à maximiser le surplus global, mais ont des intérêts antagonistes concernant le montant du salaire, variable de négociation :

$$\max_w \{ [U_L(\ell, x) - U_C(\lambda, x)]^\beta [\Pi_o(\ell) - \Pi_v(\lambda)]^{(1-\beta)} \}$$

La solution de ce programme se déduit de l'application de la règle de Nash :

$$(1 - \beta)[U_L(\ell, x) - U_C(\lambda, x)] = \beta[\Pi_o(\ell) - \Pi_v(\lambda)] \quad (19)$$

En substituant à partir des résultats des équations (2) et (12) dans l'équation (19), on obtient une première expression du salaire négocié :

$$\underbrace{w(\ell) - R(x) - tx}_{\text{Salaire net disponible pour la consommation}} = nU_C + \beta \left[\underbrace{y(\ell) - R_e}_{\text{Produit net pour l'entreprise}} - nU_C \right] \quad (20)$$

Qui se réécrit tel que suit, pour plus de commodités dans les calculs :

$$w(\ell) - R(x) - tx = n(1 - \beta)U_C + \beta[y(\ell) - R_e] \quad (21)$$

L'équation (20) s'interprète comme la règle de partage du surplus en fonction du pouvoir relatif de négociation : si le salarié accapare entièrement ce pouvoir ($\beta = 1$), il s'approprie l'intégralité de la production ; si au contraire son pouvoir de négociation est nul ($\beta = 0$), son salaire se réduit au salaire de réservation, ce qui équivaut à $U_L = U_C$ et l'entreprise s'approprie l'intégralité de la rente.

Cette équation montre l'existence d'une relation croissante entre la productivité et le salaire : plus la productivité est élevée (c'est-à-dire plus ℓ est petit), plus le salaire sera également élevé, dès lors que le pouvoir de négociation est partagé ($\beta > 0$). Les salariés qui occupent un poste en accord avec leur qualification sont relativement mieux rémunérés que ceux qui occupent un poste pour lequel leurs compétences ne sont pas parfaitement adaptées. En d'autres termes, plus le *skill mismatch* est élevé, plus le salaire est faible.

D'autre part, étant donné l'hétérogénéité des qualifications et des postes de travail, l'appariement se fait dès lors que l'on a $S \geq 0$, donc la désadéquation limite λ correspond à la situation où $S = 0$, avec $\ell \rightarrow \lambda$, ce qui nous donne :

$$U_L(\lambda) = U_C \Leftrightarrow \Pi_o(\lambda) = \Pi_v \quad (22)$$

La condition de libre entrée impliquant $\Pi_v = 0$, on obtient comme salaire de réservation pour les chômeurs, à partir de l'équation (2) :

$$w(\lambda) = y(\lambda) - R_e \quad (23)$$

Le salaire de réservation égalise la production nette minimale.

Notons qu'on est ici en présence d'un chômage involontaire, puisque même si un chômeur i dont $\ell_i > \lambda$ propose de travailler pour un salaire inférieur à $w(\lambda)$, aucune entreprise ne l'embauchera. La désadéquation limite λ fonctionne ici comme une 'convention sociale'¹⁵.

1.5. Marché de l'immobilier et fracture spatiale

À partir des conditions (11) et (13) de maximisation des utilités des travailleurs, on en déduit leur disposition maximum à payer pour louer le terrain sur lequel ils résident.

Pour les salariés, sur le segment $[0; d]$:

$$R_L(x) = w(\ell) - tx - rU_L + n(U_C - U_L) \quad (24)$$

Pour les chômeurs, sur la même portion de terrain :

$$R_C(x) = b - \alpha tx - rU_C + p(\bar{U}_L - U_C) \quad (25)$$

Où $R_L(x)$ et $R_C(x)$ sont respectivement les loyers payés par les salariés et par les chômeurs.

Les dérivées par rapport à x donnent respectivement :

$$R_L'(x) = -t < 0 \text{ et } R_C'(x) = -\alpha t < 0 \quad (26)$$

¹⁵ Voir Gavrel et Lebon (2008) pour un modèle où λ est endogénéisé.

Comme les dérivées secondes sont nulles, les dispositions à payer sont linéaires. La localisation relative des chômeurs et des travailleurs dépend des pentes des dispositions à payer.

Comme on a $|R_L'| \geq |R_C'|$, la disposition à payer des salariés est supérieure à celle des chômeurs, si la condition initiale $R_L(0) \geq R_C(0)$ est respectée, ce qui est vrai à l'équilibre où l'on a par définition $w(\ell) \geq b$ ¹⁶.

D'autre part, la disposition à payer des salariés dépend de leur revenu, donc de leur salaire, qui lui-même dépend de l'adéquation de leurs compétences aux postes occupés d'après (23). On a ainsi :

$$R_L'(\ell) = w'(\ell) < 0 \quad (27)$$

La disposition à payer diminue donc avec la désadéquation des compétences.

Au final, la demande de location de la part des travailleurs est une fonction croissante de l'emploi et du salaire, ou, en d'autres termes, une fonction décroissante du chômage et de la désadéquation des compétences. Les salariés dont la compétence est en adéquation avec la demande des entreprises ont un revenu qui leur permet de payer un loyer plus élevé que les autres salariés, et les salariés dans leur ensemble ont une disposition à payer supérieure à celle des chômeurs.

Du côté de l'offre sur le marché de l'immobilier, le propriétaire terrien loue ses terrains au plus offrant. Les baux sont conclus à l'équilibre quand le propriétaire n'a pas trouvé de locataire offrant un loyer plus élevé. Les loyers sont donc fixés selon le programme $R(x) = \max_x \{R_i(x) / i \in (e, L, C)\}$, sous les contraintes de maximisation des gains du propriétaire terrien :

$$\begin{cases} R_e \geq R_L(x) \text{ pour } x = 0 \\ R_L(x) \geq R_C(x) \text{ et } R_L'(x) < 0 \text{ pour } x \in [0; d'] \\ R_L'(\ell) < 0 \text{ pour } 0 \leq \ell \leq \lambda \\ R_C'(x) < 0 \text{ pour } x \in [d'; d] \end{cases} \quad (28)$$

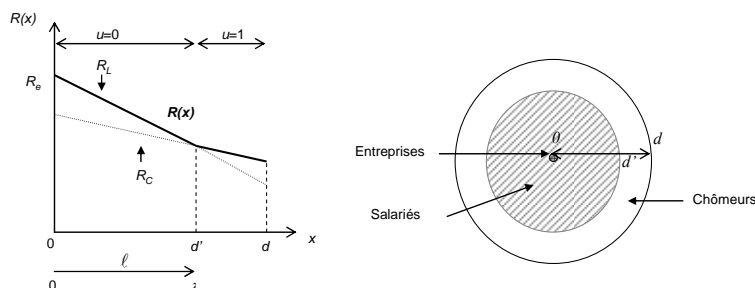
où d' est la frontière entre le territoire habité par les salariés et celui habité par les chômeurs, soit le point où $R_L(x) = R_C(x)$, où encore où $\ell = \lambda$.

On obtient des loyers décroissants avec la distance aux emplois, et les salariés s'installent d'autant plus près des entreprises que l'adéquation de leurs compétences aux emplois est bonne – et donc que leur salaire est élevé – alors que les chômeurs sont repoussés aux extrémités du bassin d'emploi. La frontière géographique d' qui sépare les salariés des chômeurs dépend du taux de chômage de l'économie et de la désadéquation maximum acceptée par les entreprises (schéma 4). Cette structuration de l'espace productif a pour conséquence que les travailleurs les moins bien payés ou ceux qui sont dépourvus d'emploi sont aussi ceux qui s'installent le plus loin de la zone d'activité et qui ont donc les coûts de transport les plus élevés pour aller travailler ou prospecter des emplois vacants. On est ici dans une situation où les moins favorisés sur le marché du travail subissent une « double peine » : ils sont au chômage ou faiblement rémunérés car leurs compétences sont inadé-

¹⁶ Si l'efficacité de la recherche d'emploi dépendait de la distance aux emplois, la condition $R_L' \geq R_C'$ serait à vérifier, ce qui a été réalisé pas Zenou et Wasmer (2002). Pour travailler avec des fonctions de disposition à payer linéaires, ces derniers choisissent des formes fonctionnelles à dérivée seconde nulle.

quates aux emplois offerts par les entreprises qui s'installent, ils n'ont donc pas les moyens de résider à proximité des emplois, travailler et chercher un emploi est donc pour eux relativement plus coûteux que pour les salariés les plus favorisés, même s'ils bénéficient d'un loyer moins élevé.

Schéma 4. Fonctions de demande de logement et structuration du bassin d'emploi



On aboutit à un bassin d'emploi avec une ségrégation spatiale totale, où les salariés repoussent les chômeurs aux extrémités du territoire, loin des emplois potentiels. Il est particulièrement coûteux pour eux de se rendre auprès des entreprises pour prospecter. Les chômeurs sont donc victimes d'un *spatial mismatch* qui vient se rajouter au *skill mismatch* expliquant leur chômage. En résumé, les demandeurs d'emploi sont au chômage car leurs qualifications ne sont pas adaptées à la demande de travail, et ils sortent d'autant moins vite de cette situation qu'ils résident loin des emplois. Comme ils résident dans la zone périphérique du bassin d'emploi mais qu'on suppose qu'ils y sont distribués aléatoirement, les chômeurs qui auront la plus courte période de chômage sont ceux qui habitent le plus près de d' . On est en présence d'un continuum de qualifications qui conduit à une fracture spatiale dans la localisation des travailleurs, qui sont totalement séparés géographiquement entre employés et chômeurs. Ceci vient du fait que la variable u est binaire : parvenu à la désadéquation limite λ – ou en d'autres termes à la frontière d' –, on bascule dans l'état de chômage.

1.6. L'équilibre stationnaire

Un équilibre est un quadruplet (u, θ, w, R) qui satisfait les conditions (7), (16), (20) et (28). Pour pouvoir le déterminer, il nous faut d'abord transformer l'équation de salaire (20) pour exprimer $w(\ell)$ en fonction de θ . On commence par réécrire le surplus S à partir des équations (2) et (12) :

$$S = \frac{y(\ell) - R_e - R(x) - tx - r(\Pi_v + U_c)}{r + n} \quad (29)$$

Les équations (14) et (19) permettent de réécrire la condition d'arbitrage pour les chômeurs en fonction de l'indice de tension sur le marché du travail et du surplus :

$$rU_c = z(x) - R(x) + \beta\theta m(\theta)S \quad (30)$$

En combinant les équations (29) et (30) à l'équilibre de libre entrée, on obtient :

$$rU_c = \frac{(r + n)[z(x) - R(x) + \beta\theta m(\theta)(y(\ell) - R_e - R(x) - tx)]}{r + n + \beta\theta m(\theta)} \quad (31)$$

Et enfin, en remplaçant dans l'équation (21) :

$$w(\ell) - tx = z(x) + [y(\ell) - R_e - tx - z(x)]B(\theta) \quad \text{avec} \quad B(\theta) = \beta \frac{r + n + \theta m(\theta)}{r + n + \beta \theta m(\theta)} \quad (32)$$

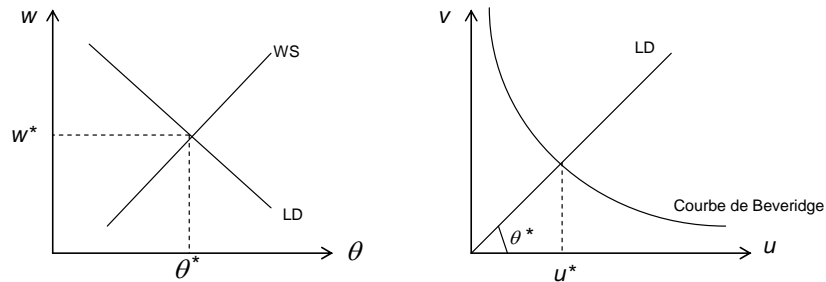
Comme la fonction $m(\cdot)$ est croissante en θ , $B(\theta)$ l'est également et le salaire négocié augmente avec la tension sur le marché du travail. Ceci s'explique par une amélioration pour les salariés des perspectives de reclassement en cas de perte d'emploi, car plus le marché du travail est tendu, plus la sortie du chômage est rapide, toutes choses égales par ailleurs. L'équation (32), prise en moyenne sur l'ensemble des travailleurs de leur adéquation aux emplois et de leur distance aux entreprises, peut donc s'interpréter comme une fonction d'offre de travail, correspondant à la courbe (WS) des modèles de négociation.

Finalement, l'équilibre sur le marché du travail est déterminé par la résolution conjointe en (u^*, θ^*, w^*) du système suivant :

$$\begin{cases} \frac{\bar{y} - \bar{w} - R_e}{r + n} = \frac{c + R_e}{m(\theta)} \quad (\text{demande de travail : LD}) \\ \bar{w} - t\bar{x} = \bar{z} + [\bar{y} - R_e - t\bar{x} - \bar{z}]B(\theta) \quad (\text{quasi offre de travail : WS})^{17} \\ u = \frac{n}{n + \theta m(\theta)} \quad (\text{courbe de Beveridge}) \end{cases} \quad (33)$$

Cet équilibre est représenté graphiquement dans le schéma 5 :

Schéma 5. Équilibre stationnaire



Avec les deux premières équations du système (33), on trouve l'expression analytique de θ^* :

$$\frac{c + R_e}{m(\theta^*)} = \frac{(1 - \beta)(\bar{y} - R_e - t\bar{x} - \bar{z})}{r + n + \theta^* m(\theta^*)} \quad (34)$$

u^* et w^* se déduisent alors en remplaçant θ^* par son expression analytique. Les valeurs d'équilibre de ces variables permettent également de calculer les profits Π_o^* et Π_v^* et les utilités U_L^* et U_C^* d'équilibre.

¹⁷ Où $t\bar{x}$ est le coût moyen de transport pour un salarié : $t\bar{x} = \frac{t}{d} \int_0^d x dx$; et \bar{z} le gain moyen d'une recherche d'emploi

pour un chômeur : $\bar{z} = b - \alpha t\bar{x} = \frac{1}{d} \int_0^d z(x) dx = \frac{1}{d} \int_0^d (b - \alpha tx) dx$.

L'équilibre sur le marché de l'immobilier se calcule alors à partir de ces profits et utilités d'équilibre :

$$\begin{cases} R_L^* = w^* - t\bar{x} + rU_L^* + n(U_C^* - U_L^*) \\ R_C^* = b - \alpha t\bar{x} + rU_C^* + p(U_L^* - U_C^*) \end{cases} \quad (35)$$

Soit :

$$R^* = \frac{R_L^*}{n} + \frac{R_C^*}{\theta^* m(\theta^*)} = \frac{w^* - t\bar{x} + rU_L^*}{n} + \frac{\bar{z} + rU_C^*}{\theta^* m(\theta^*)} \quad (36)$$

On retrouve bien que le loyer payé par les travailleurs est une fonction croissante du salaire – et de l'allocation-chômage – et une fonction décroissante du coût de transport (plus les travailleurs habitent loin du centre, moins leur loyer est élevé).

Pour être totalement complet, le modèle devrait néanmoins envisager les potentiels effets de bouclage susceptibles d'affecter les variables d'équilibre, et notamment les effets prévisibles du niveau des loyers sur les revenus des agents, la demande, etc.

À partir des équations (33), (34) et (36), on peut faire de la statique comparative (tableau 1) pour déterminer l'effet des variables exogènes qui nous intéressent ici sur nos quatre variables d'équilibre.

Tableau 1. Statique comparative

	θ^*	w^*	u^*	R^*
R_e	-	-	+	+
$t\bar{x}$	-	-	+	+
λ	+	-	-	-
b	-	+	+	+

Une augmentation du loyer moyen payé par les entreprises augmente le coût des emplois vacants, les firmes sont donc incitées à limiter le nombre de ces emplois, ce qui a pour conséquence de faire baisser la tension sur le marché du travail. De même, le coût fixe d'un emploi occupé augmente également avec le loyer, donc, toutes choses égales par ailleurs, l'entreprise est incitée à faire baisser les salaires en compensation et aura tendance à licencier ou à moins embaucher à l'avenir, ce qui augmente le niveau du chômage. D'autre part, l'augmentation du loyer des entreprises entraîne une augmentation du loyer moyen payé par les salariés, R_e étant l'ordonnée à l'origine de la fonction de leur disposition à payer.

Une augmentation du coût moyen de transport pour les salariés entraîne une baisse du salaire net moyen. Mais, en même temps, le coût lié à une reprise d'emploi pour les chômeurs s'accroît, ils augmentent donc leur salaire de réservation, ce qui a pour conséquence de faire baisser la tension sur le marché du travail en limitant les retours à l'emploi. En raison de l'effet du coût de transport sur les salaires, on en déduit aussi que y décroît avec $t\bar{x}$, donc le profit des entreprises est affecté négativement par le coût de transport des salariés, car il y a en partie mutualisation des coûts. Comparé au cas sans spatialisation, le chômage est plus élevé en raison des compensations accordées aux salariés du fait des coûts de transport. On peut donc prédire qu'une politique visant à baisser les coûts de transport sera à la fois en faveur de l'emploi en général, des salariés les plus éloignés de l'emploi (au sens de l'adéquation des compétences comme au sens de la distance géographique) et des entreprises.

D'autre part, si le coût de transport augmente pour tous, la concurrence sur le marché de l'immobilier s'accroît, car il devient plus intéressant de s'installer près des emplois. Le prix des loyers augmente donc en conséquence.

L'élévation du seuil de désadéquation conduit les entreprises à conclure davantage d'embauches, le marché du travail est donc plus tendu, et la sortie du chômage s'accélère. Mais comme le salaire est une fonction croissante de la productivité et que celle-ci croît avec l'adéquation des compétences au poste, l'embauche de travailleurs aux qualifications moins adaptées aux requis conduit à faire baisser le salaire moyen. De plus, l'augmentation de λ fait reculer la frontière entre les salariés et les chômeurs (d' augmente), et diminue donc la pente de la fonction de disposition à payer des salariés, ce qui revient à baisser le loyer moyen.

Enfin, une augmentation de l'allocation-chômage (et donc du gain net moyen à la recherche d'emploi \bar{z}) conduit à une baisse du gain espéré en cas de reprise d'emploi, ce qui modère la tension sur le marché du travail, et, comme le salaire de réservation des chômeurs augmente, conduit à une baisse des sorties du chômage. D'autre part, b étant un revenu de remplacement, son augmentation entraîne celle des loyers payés par les chômeurs, en raison de la hausse de la disposition à payer.

2. LES POLITIQUES PUBLIQUES DE LUTTE CONTRE LA FRACTURE SPATIALE

En l'absence d'intervention publique, le modèle prédit que c'est la demande de travail qui définit l'offre satisfaite et que la structure monocentrique du bassin d'emploi exclut les chômeurs des zones de résidence proches des emplois. Le marché joue ici contre la mixité géographique en conduisant à une ségrégation « parfaite » où *skill* et *spatial mismatches* se renforcent. À l'équilibre du modèle, on aboutit à un déséquilibre total dans l'espace où les chômeurs sont relégués à l'extrême périphérie. En l'absence de régulation publique, la fracture spatiale serait donc encore plus forte qu'elle ne l'est empiriquement, ce qui témoigne du rôle éminent joué par les politiques publiques pour réduire la fracture spatiale. Ceci pourrait être un élément d'explication des différences observées entre les villes américaines et européennes : aux États-Unis, où les politiques publiques seraient moins développées, la question de la ségrégation spatiale semble plus importante qu'en Europe, où l'intervention publique limiterait une trop grande ghettoïsation.

Nous explorons ci-après les effets prédits par le modèle des différentes politiques publiques envisageables pour réduire le chômage et les *skill* et *spatial mismatches* : politique des transports, de la formation, du logement social, investissement dans des aménités publiques et fiscalité locale.

2.1. Améliorer les transports

Supposons que notre bassin d'emploi est en réalité une commune, avec au centre les activités productives installées sur son territoire, et autour les résidents, qui, en l'absence de toute politique locale, sont répartis dans l'espace comme le prédit notre modèle simple. La municipalité peut décider de subventionner les transports, afin de favoriser les déplacements domicile-travail ou domicile-recherche d'emploi. Pour ce faire, elle a le choix entre prendre en charge une partie du coût unitaire t , ce qui revient à aider l'ensemble des travailleurs, ou donner une subvention ciblée sur les plus éloignés du bassin d'emploi, en l'occurrence les

chômeurs. Pour l'instant, nous considérons que la commune a une dotation en revenu propre, nous étudierons le cas d'un financement par prélèvement lors de l'analyse de la solution par fiscalité locale.

2.1.1. Baisse du coût du transport par unité de distance

La commune prend à sa charge une proportion du coût unitaire à hauteur de $0 < \eta < 1$. Il reste alors aux usagers à s'acquitter d'un coût $(1 - \eta)t$. Comme tous les travailleurs supportent le même coût unitaire, leurs revenus seront tous affectés de manière proportionnelle à leur coût de transport initial, soit $(1 - \eta)tx$ pour les salariés, et $(1 - \eta)\alpha tx$ pour les chômeurs. Comme les transports coûtent moins cher pour tous, la concurrence sur le marché de l'immobilier diminue, car il est moins intéressant de s'installer près des emplois. En conséquence, les loyers baissent, ce qui augmente le revenu net disponible. Comme nous l'avons déjà évoqué, une baisse des coûts moyens de transport entraîne une baisse du chômage et ainsi une hausse des salaires, puisque les opportunités extérieures s'accroissent pour les salariés. Du côté des entreprises, l'effet est ambigu : comme elles compensent en partie les coûts de transport, elles auront plus de salariés à indemniser si elles embauchent davantage, et comme les salaires ont augmenté, elles dépensent davantage en main-d'œuvre, mais comme le coût du transport a baissé, l'effet total est incertain.

Cette politique augmente donc le bien-être des travailleurs et améliore le processus d'appariement. Cependant, comme la subvention affecte tous les revenus de manière proportionnelle, il n'y a pas de changement dans la hiérarchie des revenus disponibles, et donc la fracture spatiale demeure. Donc si l'ensemble des salariés y a gagné en termes de revenu disponible, et que sur le plan macroéconomique le chômage a baissé, sans trop alourdir les charges des entreprises, cette politique n'a pas permis de réduire la ségrégation spatiale. Comme les chômeurs ont en plus des coûts unitaires de transport un peu plus faibles que les travailleurs car ils se rendent moins régulièrement sur le bassin d'emploi, et qu'ils ne bénéficient pas des gains en termes de salaires, cette politique est même un peu moins avantageuse pour eux que pour les salariés. Elle accroît donc les inégalités entre salariés et chômeurs.

La seule solution théorique pour que cette politique soit efficace concernant la ségrégation résidentielle serait que la commune prenne en charge l'intégralité des coûts de transport, supprimant ainsi la dimension géographique du modèle et donc la préférence des travailleurs pour la proximité aux emplois. En effet, sans coût de transport, travailleurs et chômeurs, quelles que soient leurs qualifications, resteraient aléatoirement répartis sur le territoire et donc mélangés.

2.1.2. Aide ciblée sur les chômeurs

La municipalité décide d'aider seulement les travailleurs les plus éloignés des emplois, c'est-à-dire les chômeurs, en subventionnant une partie de leur coût de transport, ce que l'on peut modéliser comme le fait qu'il ne reste aux chômeurs qu'une fraction $0 < 1 - \mu < 1$ de leur transport à payer, soit pour les chômeurs un coût de $(1 - \mu)\alpha tx$, alors que celui des travailleurs reste inchangé à tx . Comme le revenu net des chômeurs s'en trouve augmenté, leur salaire de réservation également, ce qui se traduit par une amélioration du pouvoir de négociation des travailleurs, et donc à terme par une augmentation des salaires. Celle-ci a pour conséquence une hausse du chômage, qui modère à la baisse les revendications salariales, puisque les opportunités extérieures des salariés se détériorent. Au final, l'effet de la subvention sur les salaires est ambigu, mais le chômage a augmenté.

Du côté du marché de l'immobilier, la baisse du coût des transports pour les chômeurs revient à les « rapprocher » des emplois sans qu'ils déménagent, ce qui modère la concurrence, et conduit à une baisse moyenne des loyers pour tous.

Du point de vue du bien-être, l'effet est ambigu pour les salariés, qui bénéficient de la baisse des loyers, mais qui peuvent voir leurs salaires potentiellement baisser ; en revanche il est clairement positif pour les chômeurs, qui bénéficient de la baisse du coût de transport et de celle du coût de l'immobilier. La résultante est une baisse des inégalités entre salariés et chômeurs, mais au prix d'une hausse du chômage. Il existe donc un *trade-off* entre inégalités et taux de chômage, il revient alors à la municipalité de faire un arbitrage politique en fonction de ses priorités.

En revanche, cette politique, comme la précédente, n'incite pas les travailleurs à la mobilité géographique. Elle se limite en effet à un rapprochement « fictif » des chômeurs et des emplois, sans mobilité effective, par le biais d'une politique de « discrimination positive » en faveur des plus éloignés des emplois.

Au total, une politique visant à faire baisser les coûts de transports, qu'elle soit en faveur de l'ensemble des travailleurs ou ciblée sur les chômeurs, permet de jouer sur le taux de chômage ou sur le niveau des inégalités entre les deux catégories de population géographiquement séparées. Mais elle ne permet pas de réduire la fracture spatiale. Une politique de transport aménage le *statu quo*, mais ne permet pas de le changer.

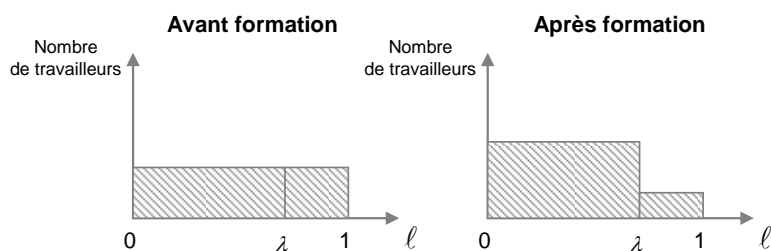
2.2. Développer la formation

Comme il existe un *skill mismatch*, la puissance publique peut favoriser les appariements soit par une politique éducative visant à améliorer les qualifications des travailleurs en fonction des besoins en main-d'œuvre des entreprises ; soit en incitant les employeurs à modérer leurs revendications en termes de qualification (par exemple par une politique de subvention à l'embauche de travailleurs dont la qualification est relativement éloignée des besoins des entreprises). Dans le premier cas, cela revient à modifier les 'distances' aux emplois ℓ des travailleurs, alors que dans le second, l'objectif est d'augmenter le seuil de désadéquation λ .

2.2.1. Politique éducative

L'accès à des formations financées par la puissance publique permet aux travailleurs, à λ fixé, d'améliorer le niveau de l'adéquation de leurs compétences aux exigences fixées par les employeurs pour recruter. Sous couvert que le décideur public connaisse λ , il peut promouvoir des formations à destination des travailleurs pour lesquels $\ell_i > \lambda$, ce qui revient à modifier la distribution de ℓ , en introduisant une dissymétrie en faveur des qualifications les plus recherchées sur le marché du travail (schéma 6).

Schéma 6. Distribution des qualifications avant et après la formation



Cette politique a pour effet de stimuler la tension sur le marché du travail, puisque davantage de travailleurs correspondent aux besoins des entreprises, et donc à nombre égal d'entretiens d'embauche réalisés, davantage de contrats de travail seront signés. En conséquence, le taux de chômage de l'économie diminue, ce qui revient à faire reculer la 'frontière du chômage' d ¹⁸. De plus, comme en moyenne les travailleurs sont mieux qualifiés, ils sont plus productifs, et leurs salaires augmentent. Le salaire moyen est orienté à la hausse, et comme davantage de travailleurs se rendent quotidiennement sur leur lieu de travail, la charge des entreprises en termes de compensation des coûts de transport augmente. Au final, le coût du travail est plus élevé, ainsi que le produit. Si l'effet « augmentation de la productivité » l'emporte, la baisse du chômage est renforcée ; cependant, si la hausse des charges des employeurs est plus forte, la baisse du chômage est plus modérée.

Sur le marché de l'immobilier, les salariés ayant des revenus plus élevés, et la frontière d' ayant reculé, augmentant la distance géographique moyenne des salariés aux emplois, la concurrence pour s'installer à proximité des entreprises augmente, et consécutivement les loyers pour les salariés.

En termes de structuration de l'espace, le premier effet est un recul de la frontière d' . Cependant, les travailleurs qui restent ou deviennent chômeurs continuent à résider au-delà de cette frontière. La seule mobilité géographique envisageable concerne les salariés résidant entre 0 et d' , et va dépendre de l'ampleur de la politique de formation mise en place. En fonction des publics ciblés, elle peut ou non modifier la hiérarchie des qualifications au sein des salariés. Si la formation a pour seul effet d'amener certains chômeurs à un niveau $\lambda - \varepsilon$, $\varepsilon > 0$, il n'y aura pas de mobilité géographique entre les salariés ; si, au contraire, la formation conduit certains bénéficiaires à améliorer grandement leur $1 - \ell$, ils deviendront plus productifs que certains salariés déjà embauchés, et pourront alors s'installer à proximité des emplois, repoussant ces derniers vers la frontière d' . Cependant, dans tous les cas, le mécanisme d'installation des agents sur le territoire n'est pas modifié, les travailleurs ayant la qualification la plus proche des requis des entreprises s'installant à côté des emplois, et la fracture spatiale demeure.

2.2.2. Incitations à l'embauche des travailleurs victimes du skill mismatch

L'intervention publique consiste ici à inciter les entreprises à augmenter leur seuil de désadéquation limite λ afin que davantage de travailleurs aient l'opportunité d'être embauchés. À niveau de qualification ℓ fixé, le niveau d'adéquation moyen des salariés aux postes va donc baisser, ainsi que la productivité moyenne. Ceci entraîne une baisse du salaire moyen. Une autre conséquence importante est la baisse du salaire de réservation des chômeurs (ici une augmentation de λ fonctionne comme une diminution de z). Ces deux effets conjugués conduisent à une baisse du chômage, car davantage d'embauches sont réalisées à un moindre coût (qui compense la baisse de la productivité moyenne). Dans le même temps, le niveau moyen des loyers baisse, en raison de la diminution moyenne des revenus.

Cependant, le seul effet géographique envisageable ici est le recul de la frontière d' , mais, on n'observera ni mobilité 'intra-zone' (au sein des populations de salariés et de chômeurs), ni, à nouveau de mobilité 'inter-zone' (entre les territoires occupés par les deux populations).

Les politiques touchant à l'adéquation des qualifications aux postes de travail ont donc pour effet de faire baisser le niveau du chômage dans le bassin d'emploi, et selon le type de

¹⁸ Dans ce cas, la frontière d' ne correspond plus à λ , car la distribution de ℓ n'est plus uniforme sur $[0,1]$.

politique retenue, d'augmenter ou de modérer les revenus des travailleurs, ce qui correspond à un choix politique (la volonté de rendre attractif le bassin d'emploi pour les entreprises, qui dépend de leur réponse à des incitations différentes : une politique de subventions, ou la garantie d'une main-d'œuvre correspondant à leurs besoins). Les politiques de formation n'ont en revanche pas d'effet concernant l'objectif de réduction de la fracture spatiale.

2.3. Investir dans le logement social et dans des aménités publiques locales

Dans notre modèle, la fracture spatiale a deux sources :

- les inégalités de revenu, qui conduisent les plus aisés à pouvoir payer des loyers plus élevés sur un marché de l'immobilier où le propriétaire terrien loue au plus offrant ;
- et la préférence des agents pour la proximité aux emplois, en raison des coûts de transport.

Une politique publique visant à aménager le territoire du bassin d'emploi doit donc cibler l'une de ces sources. Comme la puissance publique n'a pas intérêt à rendre le chômage aussi rémunérateur que l'emploi afin de garantir la production, elle peut soit se substituer à l'offreur sur le marché de l'immobilier pour favoriser l'installation des plus faibles revenus plus près des emplois, soit inciter les agents à la mobilité en contrebalançant l'attrait qu'ils ont pour la proximité aux emplois.

2.3.1. Marché de l'immobilier avec offreur public

La puissance publique peut devenir propriétaire d'une partie du territoire, en achetant de la terre au propriétaire terrien. Elle devient alors second offreur sur le marché de l'immobilier. Supposons qu'elle acquiert au moins une partie de ses terrains entre θ et d' . Contrairement à l'offreur privé, son critère d'attribution des terrains à la location n'est pas l'offre de loyer la plus élevée, mais un critère de ressources. On fait l'hypothèse, pour simplifier, que l'objectif de la municipalité est de susciter la mobilité 'inter-zone', et donc qu'elle se propose de louer ses terres aux seuls chômeurs¹⁹. L'offre publique sur le marché de l'immobilier est donc fonction de la disposition à payer des chômeurs $R_c(x)$. Or celle-ci est une fonction décroissante du coût de transport : plus les chômeurs habitent loin (plus ils paient cher en transports), moins ils sont prêts à payer pour leur loyer. Donc si la municipalité propose des logements sociaux à proximité des emplois, les chômeurs qui en bénéficient ont un coût de transport réduit, et sont prêts à payer davantage pour se loger. La tarification optimale des logements sociaux est donc telle que le loyer demandé compense exactement le gain réalisé en termes de coût de transport. Cette tarification permet un traitement équitable des chômeurs : ceux qui restent à la périphérie paient un loyer moins élevé que ceux qui bénéficient des logements sociaux, d'un montant juste égal au coût supplémentaire de transport qu'ils supportent²⁰.

¹⁹ On pourrait aussi proposer une politique de mobilité 'intra-zone' entre θ et d' , afin de briser la hiérarchie induite par l'adéquation des compétences des salariés, mais on s'intéresse ici plutôt à la fracture spatiale entre salariés et chômeurs qu'aux inégalités entre les salariés.

²⁰ Cependant, si dans notre modèle l'efficacité de la recherche d'emploi était fonction de la distance géographique, l'accès aux logements sociaux donnerait un avantage supplémentaire aux bénéficiaires, non compensé monétairement. De plus, le rapprochement de certains chômeurs des emplois permettrait d'améliorer les appariements, et en conséquence le chômage diminuerait.

Dans le même temps, les terrains occupés par les logements sociaux ne peuvent plus l'être par les salariés qui y résidaient précédemment. Ils sont contraints de déménager sur des terrains privés. Or comme certains chômeurs se sont installés dans le parc immobilier public, des terrains sont libérés entre d' et d . Puisque les mécanismes de location au plus offrant sur le marché privé n'ont eux pas été modifiés, les salariés s'installent selon la même règle que précédemment, à savoir selon l'adéquation des qualifications aux emplois. Comme les salariés continuent de toucher une rémunération supérieure aux allocations-chômage, l'installation de salariés sur le territoire des chômeurs repousse les chômeurs restés sur place, et la frontière d' recule. Le mélange de population n'est donc effectif que pour les chômeurs bénéficiant des logements sociaux, et ce sont donc leur nombre et leur localisation qui vont déterminer le degré de mixité géographique.

Comme en moyenne les salariés sont contraints de s'installer plus loin des emplois, leur coût de transport moyen augmente, et du même coup la concurrence sur le marché privé de l'immobilier qui induit une hausse des loyers. Ces deux effets entraînent une baisse de leur revenu net. Comme les coûts de transport des salariés augmentent, les entreprises font face à des coûts de compensation plus élevés. Ils ont alors intérêt à embaucher des chômeurs résidant sur les terrains publics, dont le coût de transport est moins élevé. Le niveau du chômage n'est donc pas affecté par cette politique, en revanche elle a un effet sur l'ordre dans la file d'attente, puisque le critère de recrutement mis en avant n'est plus la seule adéquation des compétences, mais aussi le coût de transport, supporté en partie par l'entreprise. En ceci, les chômeurs qui résident en logement social ont un avantage comparatif sur les autres chômeurs, dans la compétition pour occuper un emploi compatible avec leurs qualifications.

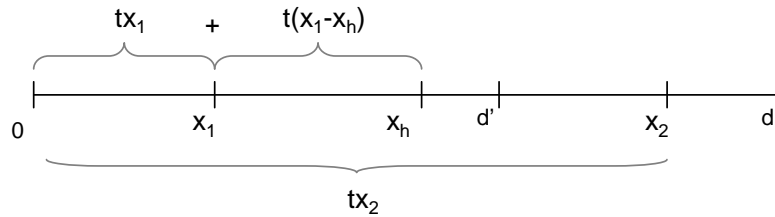
La politique de logement social se traduit pas la création *ex nihilo* d'une mixité. Plus la surface libérée pour les logements sociaux est grande, moins nombreux seront les chômeurs qui resteront exclus à la périphérie du bassin d'emploi. Un fractionnement spatial du logement social permet quant à lui de mélanger davantage les deux populations.

2.3.2. Proximité aux biens publics

Une politique d'aménagement du territoire peut également se traduire par la production de biens publics que les agents souhaitent consommer, et qui sont donc pris en compte dans les fonctions d'utilité. La localisation de ces biens publics (parcs, écoles, centres culturels, etc.) est un enjeu de première importance pour inciter les travailleurs à la mobilité.

Pour simplifier, supposons que la municipalité produise un bien public localisé en x_h et noté $h(x_h)$. Les agents souhaitent consommer ce bien public, et l'incluent dans le calcul de maximisation de leur utilité. Pour les travailleurs qui habitent entre le centre-ville et le bien public, l'accès au bien public est coûteux puisqu'ils ont un coût de transport pour s'y rendre, alors que les travailleurs qui habitent au-delà du bien public ne paient que le coût de transport jusqu'au bassin d'emploi, car ils peuvent s'arrêter en chemin pour consommer le bien public sans coût supplémentaire (schéma 7).

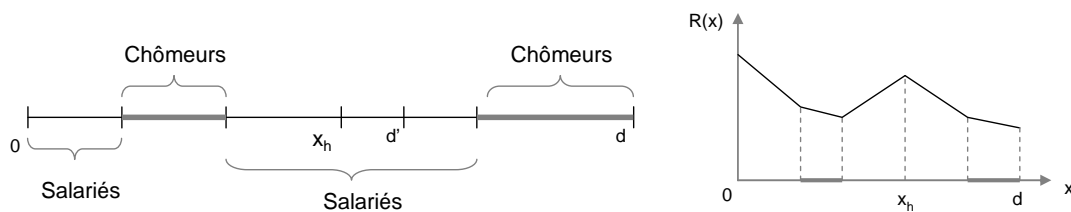
Schéma 7. Coût de transport en fonction de la localisation vis-à-vis du centre-ville et du bien public



Le problème pour les agents est donc de minimiser leur coût de transport afin de choisir la localisation optimale de leur domicile. La résolution de ce problème fait apparaître deux zones convoitées de résidence : l'une tout près des emplois, et la seconde autour du bien public²¹ (cf. schéma 8). Sur le marché de l'immobilier, la concurrence favorise les salariés les mieux rémunérés, qui occupent en priorité cette zone, puis les salariés dont les compétences sont moins adaptées aux emplois, et enfin les chômeurs. Ces derniers se retrouvent comme précédemment à la périphérie du bassin d'emploi, mais également, fait nouveau, dans une zone intermédiaire située entre le centre-ville et le bien public, où le coût de transport est élevé (car ils paient à chaque fois pour se rendre au centre-ville et en x_h), mais où ils se sont grandement rapprochés des emplois. Ils pourront notamment bénéficier d'un accès facilité aux emplois puisque les entreprises n'auront à compenser que plus faiblement leur coût de transport. La fracture spatiale se réduit, grâce au déménagement de certains salariés à proximité du bien public, et notre bassin d'emploi ressemble davantage aux villes européennes : un centre-ville habité par des salariés aisés, une proche banlieue où la population est plus défavorisée, puis une grande banlieue résidentielle bourgeoise, et enfin une périphérie très éloignée des emplois où le taux de chômage est élevé²². La municipalité peut ensuite jouer sur la localisation du bien public en fonction de l'objectif de mixité spatiale qu'elle se fixe. Elle peut également multiplier les biens publics afin de fractionner davantage les deux groupes de travailleurs, et créer des zones où cohabitent salariés et chômeurs.

Concernant les loyers payés par les travailleurs, le profil de la fonction $R(x)$ est modifié, ainsi que le montre le schéma 8. Mais en moyenne, le montant des loyers reste le même que précédemment. Cette politique de production décentralisée de biens publics, associée à la précédente de logement social permet d'envisager un degré de mixité élevé. Elles favorisent la lutte contre le *spatial mismatch* en rapprochant une partie des chômeurs des emplois.

Schéma 8. Structuration du bassin d'emploi et profil des loyers en présence d'un bien public



²¹ La somme des deux zones occupées par les salariés est d'une taille d' .

²² Ainsi que c'est par exemple le cas en Île-de-France autour de Paris, comme nous le verrons dans la section suivante.

2.4. Fiscalité locale redistributive

Les inégalités spatiales étant liées aux différences de revenus, qui conduisent à une capacité différenciée de paiement d'un loyer, une autre solution envisageable pour la municipalité est de taxer les locataires qui bénéficient d'une localisation avantageuse pour subventionner ceux qui résident loin des emplois. Cet impôt est une sorte de taxe d'habitation, positif pour les loyers les plus élevés, négatif pour les loyers les plus faibles. On note $0 < \tau < 1$ le taux de taxe. Comme l'objectif poursuivi est de limiter la fracture spatiale, les salariés sont taxés en fonction du montant $R_L(x)$ qu'ils paient, et les chômeurs touchent une subvention proportionnelle à leur loyer $R_C(x)$. On peut schématiser ce système fiscal comme un impôt dont le taux est décroissant avec la distance géographique aux emplois, et qui devient négatif lorsque $x \geq d'$. Ainsi les salariés paient $(1 + \tau)R_L(x)$, et les chômeurs $(1 - \tau)R_C(x)$.

Ce dispositif est incitatif à la mobilité géographique si le niveau de redistribution est suffisant, c'est-à-dire si la taxe (qui peut être vue comme une augmentation forfaitaire de loyer en fonction du montant payé au propriétaire terrien) fait plus que compenser le différentiel de revenu qui existe entre salariés et chômeurs. Les salariés qui se trouveraient dans ce cas auraient en effet intérêt à déménager entre d' et d pour que leur loyer diminue, ainsi que la taxe payée, et ce malgré le coût de transport supérieur supporté. Inversement, les chômeurs ainsi subventionnés ont les moyens de payer un loyer plus élevé, dans la zone entre 0 et d' , et se rapprochent ainsi des emplois.

Dans ce cadre, les dérivées des fonctions de disposition à payer pour les loyers deviennent alors :

$$R_L'(x) = \frac{-t}{1 + \tau} < 0 \text{ et } R_C'(x) = \frac{-\alpha t}{1 - \tau} < 0$$

Donc les dispositions marginales à payer sont égales pour $\tau^* = \frac{1 - \alpha}{1 + \alpha}$, et pour $\tau \geq \frac{1 - \alpha}{1 + \alpha}$, on a $|R_C'| \geq |R_L'|$. Avec un taux de taxe τ^* , les chômeurs et les salariés s'installent donc indifféremment sur le territoire, et on peut obtenir la mixité géographique recherchée. Si $\tau > \tau^*$, la problématique s'inverse, et ce sont les chômeurs qui bénéficient des terrains situés à proximité des emplois, ce qui peut être interprété comme une discrimination positive compensant leur statut de chômeur et les aidant à sortir plus vite de cet état.

Ainsi, avec un taux de taxe suffisant, les chômeurs peuvent prétendre s'installer entre 0 et d' , dès lors qu'ils peuvent payer un loyer plus élevé, financé par un prélèvement sur les loyers des salariés. Cette politique fiscale présente donc le double avantage de casser la fracture spatiale, et de ne pas nécessiter de financement exogène.

D'autres types de politiques fiscales pourraient également être envisagés. On pense par exemple à une politique visant à faire bouger les entreprises plutôt que les travailleurs, en les incitant fiscalement à s'installer ailleurs qu'au centre-ville, en valorisant un coût d'installation plus faible (taxes locales et coût de la terre) et l'accès à des aménités publiques comme les autoroutes, etc. Cette politique, menée ces dernières années dans la plupart des villes européennes, revient à introduire des centres périphériques pondérés qui jouent le même rôle que les biens publics décentralisés.

Une autre possibilité est de jouer sur la taxe foncière, en introduisant dans le modèle la possibilité pour les agents de devenir propriétaires et en leur faisant subir des coûts de déménagement supérieurs à ceux supportés par les locataires (*cf.* Wasmer et Zenou 2006), ce

qui contraint leur mobilité en cas de changement de statut ou de niveau de revenus. La puissance publique peut en profiter pour favoriser l'accès à la propriété des plus fragiles sur le marché du travail²³ en taxant les propriétaires aux coûts de mobilité les plus élevés.

2.5. La nécessité d'une intervention publique mixant ces différentes politiques

Nous avons examiné plusieurs politiques qui ne poursuivent pas les mêmes objectifs, et qui recourent à des outils qui n'ont pas la même efficacité selon les moyens qui sont privilégiés. Dès lors, pour parvenir à la fois à faire baisser le taux de chômage, réduire le *skill mismatch* et la fracture spatiale afin de rapprocher les chômeurs du bassin d'emploi, la puissance publique doit panacher son intervention, afin que les mesures se renforcent l'une l'autre et neutralisent les éventuels effets pervers. Le tableau 2 synthétise les principaux effets attendus des différentes politiques, et doit être lu comme un tableau de bord pour la décision publique.

Le résultat central est la mise en évidence de deux types de politiques qui permettent de lutter contre deux phénomènes différents : celles qui agissent sur la fracture spatiale ne sont pas les mêmes que celles qui permettent de réduire le chômage. Malgré cette opposition, les deux types de politiques peuvent être coordonnés, et entraîner des effets de voisinage lorsqu'elles sont menées conjointement (par le biais d'effets indirects si par exemple la déghettoïsation induit une baisse du chômage).

Concernant la question de la fracture spatiale, notre modèle montre l'efficacité prévisible d'une politique ambitieuse de logement social dans des zones où résident essentiellement des travailleurs à hauts revenus. Cette conclusion mérite d'être soulignée, car la sous-estimation des interdépendances entre marché de l'immobilier et marché du travail peut conduire à occulter les effets attendus de politiques publiques menées dans l'un ou l'autre des domaines mais influençant grandement les résultats obtenus dans l'autre.

Tableau 2. Effets attendus des différentes politiques publiques

Politique	Chômage	Salaires	Revenus chômeurs	Fracture spatiale	Productivité	Loyer salariés	Loyer chômeurs	Inégalités revenus
Baisse de t	-	+	+	0	0	-	-	+
Subvention transport chômeurs	+	?	+	0	0	-	-	-
Formation	-	+	0	0	+	+	0	?
Augmentation λ	-	-	-	0	-	-	-	?
Logement social	0	0	0	-	-	+	+	-
Biens publics	0	0	0	-	0	0	0	-
Taxation	0	0	+	-	0	+	-	-

Légende : - effet négatif = diminue ; + effet positif = augmente ; 0 = pas d'effet ; ? = effet incertain.

²³ Si 'l'effet Oswald' ne joue pas.

3. UNE APPLICATION EN ÎLE-DE-FRANCE

Nous testons dans cette section l'existence d'un *spatial mismatch* en Île-de-France. Notre apport est à la fois d'introduire dans la modélisation des indicateurs locaux issus de sources d'entreprise et permettant de renseigner la démographie des emplois, et de tester conjointement les effets d'un mauvais appariement lié à la distance entre domicile et emploi, aux qualifications des travailleurs, et au voisinage social. À l'aide d'un modèle économétrique, nous montrons que les trois effets jouent conjointement, et qu'il est utile de tenir compte de la demande de travail pour expliquer les disparités géographiques de retour à l'emploi.

3.1. La variable expliquée : les disparités locales de durées du chômage

Nous mobilisons le modèle SOLSTICE²⁴ afin d'établir une cartographie du retour à l'emploi en Île-de-France à partir des données exhaustives du Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi mis à jour au 31/03/2006 pour les inscrits entre le 01/07/2001 et le 30/06/2002, exploitées au niveau de la commune pour tout code postal où résident au moins 100 chômeurs (Duguet, Goujard et L'Horty, 2007 ; Duguet, L'Horty et Sari, 2009). Les estimations de la durée moyenne passée au chômage dans chaque commune ont été faites à partir d'un modèle de durée à la Weibull, en contrôlant des caractéristiques individuelles renseignées dans le FHS. Quatre types de modèles ont été implémentés, selon que l'on tient compte de l'ensemble des sorties du fichier (convention *sorties de liste*) ou des seules sorties vers l'emploi, et que l'on estime une durée brute ou qu'on la contrôle de la structure de la main-d'œuvre²⁵ (durée nette, en tenant compte du sexe, de l'âge, de la qualification, etc.). Nous nous intéresserons ici aux durées nettes en convention *sorties de liste*, dont les résultats sont synthétisés par la carte 1²⁶.

On constate ainsi que, même corrigé de la composition de la population active, les disparités locales concernant les taux de retour à l'emploi sont fortes en Île-de-France, avec 10 % des communes où la durée de chômage est inférieure à 9,8 mois, et 10 % où elle est supérieure à 13,7 mois. Il est aussi intéressant de constater que la distribution territoriale des durées de chômage ne semble pas aléatoire, avec des grappes de communes voisines pour lesquelles les durées moyennes sont proches. De plus, l'organisation générale de la région est relativement circulaire, avec des durées plus élevées au centre (Paris et première couronne) et à la grande périphérie. En partant du centre pour se diriger vers la périphérie de la région, la durée du chômage suit une courbe en U (que ce soit en flux ou en stock, *cf.* carte 1), ce qui, d'après notre modèle théorique, pourrait trouver deux explications différentes : traduire les problèmes d'accès aux emplois et/ou révéler la mise en œuvre de certaines politiques publiques. Comme une approche par l'offre de travail s'est révélée insuffisante pour expliquer ces disparités, nous proposons d'inclure dans les déterminants spatiaux du chômage certaines caractéristiques de la demande, et notamment le dynamisme local de l'emploi lié à la démographie des entreprises.

²⁴ Système d'Observation Localisée et de Simulation des Trajectoires d'Insertion, de Chômage et d'Emploi.

²⁵ On estime la durée du chômage qu'on observerait si les chômeurs de toutes les communes avaient les mêmes caractéristiques, ce qui revient à introduire un effet fixe à la commune.

²⁶ Les cartes sont présentées en annexe.

Concernant la localisation des emplois, le cas de l'Île-de-France semble correspondre *grosso modo* au schéma urbain adopté dans notre modèle théorique. En effet, si l'on rapporte le nombre d'emplois par commune²⁷ à la taille de la population active, on obtient un bassin d'emploi quasi circulaire, dont le centre abrite la densité d'emplois en stock la plus élevée, et la périphérie la plus faible (*cf.* carte 2). L'Île-de-France est donc un exemple de zone d'activité centripète où le centre abrite le nombre d'emplois par habitants le plus élevé – ce qui implique d'ailleurs qu'une partie des gens qui y travaillent n'y réside pas – alors que la périphérie est essentiellement composée de communes résidentielles. L'Île-de-France se prête donc bien au test de nos résultats théoriques.

3.2. Les variables explicatives : construction d'indicateurs

3.2.1. *Spatial mismatch*

Conformément à notre cadre théorique, l'hypothèse de *spatial mismatch* correspond à une déconnexion géographique entre les emplois et les chômeurs. Un premier indice d'existence de *spatial mismatch* est donc la proportion de travailleurs qui doit se déplacer pour se rendre sur son lieu de travail. Plus celle-ci est élevée, plus le risque de *spatial mismatch* est fort, puisque les chômeurs résidant dans ces communes ont alors moins de chances de trouver un emploi à proximité, leur probabilité d'être embauchés augmentant dans ce cas avec leur mobilité. Or la cartographie de la proportion des actifs qui travaillent dans la zone d'emploi²⁸ à laquelle appartient leur commune suggère que certaines des régions où le retour à l'emploi est le plus rapide sont justement celles où l'emploi local est le plus développé (le centre des Yvelines, l'est de l'Essonne), alors que d'autres qui souffrent d'un retour à l'emploi difficile ont un faible taux de travailleurs dont l'activité se trouve à proximité (Seine-Saint-Denis, le nord des Yvelines, l'est de la Seine-et-Marne) (*cf.* carte 3). Ce constat est un indice en faveur de l'hypothèse de *spatial mismatch*, puisqu'il suggère que les zones où peu de personnes travaillent sur place sont également celles où il est difficile de sortir rapidement du chômage.

On approxime la distance physique aux emplois à l'aide de deux indicateurs²⁹ résumant les éventuelles difficultés d'accessibilité auxquelles peuvent être confrontés les travailleurs, liées à l'éloignement entre le domicile et le travail. On calcule d'une part la distance moyenne à vol d'oiseau entre le domicile et le travail, et d'autre part un indicateur mesurant la densité d'emplois accessibles dans un rayon de 20 km à partir du centroïde des communes³⁰ :

²⁷ Estimé à partir des DADS comme l'effectif moyen par commune multiplié par le nombre d'entreprises pérennes sur la période 2002-2005.

²⁸ Au sens de la définition de l'Insee.

²⁹ D'autres indicateurs ont été conjointement testés, notamment l'indicateur déjà construit mesurant la part des actifs travaillant dans la zone d'emploi de la commune, et des variables concernant les moyens de locomotion à la disposition des travailleurs pour se rendre sur leur lieu de travail (taux de motorisation des ménages, distance à vol d'oiseau à la gare SNCF la plus proche, proportion des emplois accessibles en moins de 45 minutes en voiture et en transports en commun). D'autre part, la durée du chômage augmente toutes choses égales par ailleurs avec distance de la commune à Paris.

³⁰ Qui tend à surestimer l'isolement en termes d'accessibilité aux emplois des communes éloignées de Paris, puisque les travailleurs qui y résident peuvent également travailler dans des régions limitrophes non prises en compte ici, puisque nous ne disposons de données que pour l'Île-de-France. Cette limite est inhérente à notre étude, car nous supposons ici que tous les Franciliens travaillent en Île-de-France alors que des résidents des communes limitrophes peuvent également travailler dans une autre région, ce que nous ne pouvons pas contrôler avec nos données.

$$\text{Densité d'emplois}_i = \frac{\sum_j \text{emplois}_j}{\sum_j \text{population active}_j}$$

où j est l'ensemble des communes dans un rayon de 20 km autour de la commune i .

Encadré 1. Les données

- Les DADS

Les indicateurs de flux d'emplois sont construits à partir des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS), formalité déclarative à laquelle doit s'astreindre toute entreprise employant des salariés (Skalitz, 2004). Les DADS forment donc une source exhaustive d'informations sur les entreprises et leurs salariés, à l'exception des secteurs agricole, de la fonction publique d'Etat et des services domestiques. Les DADS contiennent des informations sur les établissements (SIRET, secteur d'activité, effectif au 31 décembre en équivalent temps plein) ; et sur les salariés (sexe, âge, poste, temps de travail, statut, PCS, rémunération).

La base utilisée pour notre étude contient 346 545 établissements présents en Île-de-France entre 2002 et 2005, dont 86 342 renseignés aux quatre dates de l'enquête. Elles sont rattachées à l'une des 1 149 communes d'Île-de-France.

- Le recensement 1999

Pour connaître les principales caractéristiques sociodémographiques des communes d'Île-de-France, ainsi que des informations sur les transports et les biens publics à disposition des habitants, nous avons utilisé certains des variables collectées lors du dernier recensement annuel effectué en 1999.

3.2.2. Flux bruts d'emplois

Outre la localisation des emplois existants, celle des emplois créés ou supprimés est également importante pour explorer l'hypothèse de *spatial mismatch*. En effet, les zones dynamiques en termes de créations ou de destructions d'emplois sont celles où les chômeurs ont le plus de chances de connaître un chômage de courte durée, car les mouvements de main-d'œuvre permettent un fort *turn-over* qui profite à ceux qui recherchent un emploi (même si la pérennité de l'emploi trouvé risque alors d'être plus faible). Il est donc intéressant de comparer la démographie des emplois avec la géographie du chômage. Si l'hypothèse de *spatial mismatch* est vérifiée, on doit constater empiriquement que les entreprises dynamiques se trouvent dans les zones où la sortie du chômage est plus rapide que la moyenne, les travailleurs résidant sur place bénéficiant les premiers de ce dynamisme.

La façon la plus intuitive de décrire le dynamisme des entreprises en termes d'emploi est de mesurer les variations de main-d'œuvre qu'elles subissent d'une période à une autre. En effet, le nombre d'emplois qu'elles créent ou détruisent est un proxy de leur demande de travail sur un intervalle de temps donné. L'approche par les « flux bruts » d'emplois consiste ainsi à comptabiliser les variations des effectifs employés par les entreprises entre deux dates pour lesquelles on connaît le stock total d'employés. Cette approche se heurte cependant à un double écueil : d'une part, elle ne prend en compte que les variations d'emplois liées aux créations et destructions d'emplois au sein des entreprises pérennes, et non le flux des destructions et créations des entreprises elles-mêmes³¹ ; et d'autre part, elle est limitée par la fenêtre d'observation, ici annuelle, et ne peut rien dire des mouvements de main-d'œuvre infra-annuels, pourtant importants dans certains secteurs. En outre, on ne mesure pas ici non plus les

³¹ Estimées à 35 % respectivement des créations et des destructions d'emploi en France par Duhautois (2002), soit plus de la moitié des mouvements totaux annuels de main-d'œuvre. Nos propres estimations à l'aide d'un panel non cylindré sont mêmes supérieures (*cf. infra*), alors que Picart (2008) révisé fortement à la baisse les flux d'emplois en tenant compte des « fausses mobilités » liées aux modifications de la structure des entreprises.

potentielles modifications de structure au sein des entreprises (mutations internes ou restructurations).

Ces limites posées, la construction d'indicateurs de flux annuels d'emploi inspirés de Davis et Haltiwanger (1990) présente l'avantage de synthétiser l'information contenue dans les données traduisant le processus d'ajustement de l'emploi en indicateurs simples et faciles à interpréter. Les *créations brutes d'emplois* correspondent aux variations positives entre les effectifs N à deux dates successives, et les *destructions brutes d'emplois* aux variations négatives. Formellement, le volume des créations brutes d'emplois C_{ct} dans la commune c entre les dates $t-1$ et t est :

$$C_{ct} = \sum_{e \in C^+} \Delta N_{ect}$$

où C^+ est le sous-ensemble des entreprises e des communes c pour lesquelles le nombre d'emplois en fin de période est supérieur au nombre d'emplois en début de période d'observation, et Δ l'opérateur différence entre $t-1$ et t . De même, le volume des destructions brutes d'emplois D_{ct} est :

$$D_{ct} = \sum_{e \in C^-} |\Delta N_{ect}|$$

où C^- est le sous-ensemble des entreprises e des communes c qui ont connu une variation négative de l'emploi au cours de l'année.

On définit la réallocation brute d'emplois R_{ct} comme le volume total des mouvements de main-d'œuvre par commune, soit :

$$R_{ct} = \sum_{e \in C} |\Delta N_{ect}| = C_{ct} + D_{ct}$$

Pour exprimer ces mêmes chiffres en taux de création (respectivement de destruction ou de réallocation) d'emplois, on les normalise par l'effectif moyen des entreprises de la commune entre les deux dates considérées, soit :

$$c_{ct} = \frac{C_{ct}}{Z_{ct}}, \quad d_{ct} = \frac{D_{ct}}{Z_{ct}}, \quad \text{et} \quad r_{ct} = \frac{R_{ct}}{Z_{ct}} \quad \text{où} \quad Z_{ct} = \frac{1}{2}(N_{ct} + N_{ct-1})$$

Le taux de croissance nette de l'emploi pour chaque commune correspond alors à la différence entre les taux de création et de destruction :

$$g_{ct} = c_{ct} - d_{ct}$$

En moyenne, sur les années 2002-2005, les destructions d'emplois dans les entreprises d'Île-de-France présentes aux trois dates ont été de 6,3 %, légèrement supérieures aux créations (5,6 %, cf. tableau 3). La transition 2002-2003 s'oppose aux suivantes, avec un taux de croissance nette positif, et le plus fort taux de création. 2004-2005 est une année dynamique en termes d'emploi, avec le plus fort taux de réallocation, mais témoigne d'une conjoncture défavorable avec un taux de croissance négatif de 1,8 % et le plus fort taux de destruction d'emplois.

Tableau 3. Flux bruts d'emplois (2002-2005)

	Taux de création	Taux de destruction	(1) Taux de réallocation	(2) Taux de croissance nette	Corrélation entre (1) et (2)
2002-2003	6,2	5,5	11,7	0,7	-0,18***
2003-2004	4,9	6,0	10,9	-1,1	-0,33***
2004-2005	5,7	7,5	13,2	-1,8	-0,39***
Moyenne	5,6	6,3	11,9	-0,7	-0,28***

Champ : établissements pérennes de la région Île-de-France.

Lecture : taux en pourcentage, *** : significatif à 0,01.

Source : DADS 2002-2005.

Le signe de la corrélation temporelle entre les taux de réallocation et de croissance nette de l'emploi est un indicateur qui nous renseigne sur le principal vecteur d'ajustement de l'emploi. En effet, si la corrélation entre les deux indicateurs est positive, l'ajustement est procyclique, c'est-à-dire qu'il se fait *via* les créations d'emplois. Au contraire, si la corrélation est négative, l'ajustement est contracyclique, et passe par les destructions d'emplois (Duhautois, 2002). Ici, c'est la deuxième explication qui semble l'emporter, avec une corrélation moyenne de -0,28.

La cartographie du dynamisme des entreprises en termes d'emploi confirme tout d'abord la structure concentrique du bassin d'emploi (*cf.* carte 4). En effet, c'est la région centrale de l'Île-de-France qui connaît les taux de réallocation³² de main-d'œuvre les plus élevés, la répartition dans l'espace des taux normalisés³³ de réallocation étant comparable à celle du nombre d'emplois par actif. Plus l'on s'éloigne du centre (Paris), plus le dynamisme est faible, ce qui corrobore l'hypothèse de *spatial mismatch*, les chômeurs résidant loin de la région dynamique ayant plus de mal à retrouver rapidement un emploi. Cependant, s'agissant du chômage élevé de Paris et de la première couronne, cette explication ne semble pas satisfaisante. De plus, nous présentons ici des résultats qui ne tiennent pas compte de la taille des entreprises. Or les taux de création et de destruction d'emplois sont en général inversement proportionnels à la taille des entreprises (Duhautois, 2002). Il faudrait donc contrôler par exemple du secteur d'activité (qui est bien corrélé à la taille moyenne des entreprises) pour confirmer nos résultats.

La cartographie des taux de croissance nette semble quant à elle témoigner surtout d'une forte hétérogénéité spatiale (*cf.* carte 4), puisque deux communes voisines ont souvent des taux de croissance très disparates, et ce sur l'ensemble du territoire. Elle permet donc de souligner les limites d'une analyse macroéconomique de la conjoncture de l'emploi, puisque les dynamiques locales peuvent être extrêmement contrastées. Mais l'analyse des taux de croissance est néanmoins intéressante concernant Paris et la petite couronne : si ces zones sont dynamiques en termes de réallocation d'emploi, cette dernière semble se faire au détriment de la création d'emplois, puisque les taux de croissance sont majoritairement négatifs. Ceci traduit sans doute le mouvement historique de délocalisation des emplois vers

³² La cartographie des taux de création et de destruction d'emplois est très comparable à celle du taux de réallocation d'emplois, c'est pourquoi nous ne la reproduisons pas ici.

³³ La carte 4 présente les taux de réallocation d'emplois normalisés par la taille de la population active de la commune (variable Z_{ci}), et non par l'effectif moyen des entreprises de la commune comme c'était le cas dans le tableau 3, ceci afin de tenir compte des disparités importantes concernant la taille des populations d'une commune à l'autre.

la périphérie, alors que les travailleurs ne déménagent pas (incités notamment par une politique de logements sociaux), et explique en partie les fortes durées moyennes de chômage observées au centre de la région.

3.2.3. Créations et disparitions d'entreprises

Ces premières analyses sont confirmées par celles qui renvoient aux taux de création et de disparition des entreprises. En effet, à partir des mêmes données, mais où l'on conserve dans un panel non cylindré l'ensemble des entreprises existant à l'une des quatre dates, on peut estimer les flux d'emplois liés à la création ou à la disparition d'entreprises d'une année sur l'autre. Cette mesure est néanmoins délicate, pour au moins trois raisons : d'abord, elle est sensible aux « fausses » créations ou disparitions d'entreprises, par exemple à la suite de mouvements de fusions-acquisitions ou de filialisations. Ensuite, certaines entreprises ont des « trous » dans leurs données, avec par exemple un effectif non renseigné une année donnée, ce qui conduit à considérer de manière fictive que ses emplois ont été détruits puis recréés. Nous pouvons contrôler cet effet à l'intérieur de notre période d'observation, mais pas pour les bornes, soit pour les transitions 2002-2003 et 2004-2005. Enfin, comme nous travaillons sur les effectifs comptabilisés en ETP, de nombreuses entreprises connaissent de petites variations d'effectifs sans qu'il y ait eu en réalité création ou destruction d'emplois. Or le cumul de ces petites variations peut à terme biaiser les calculs.

Ces difficultés peuvent en partie expliquer les résultats assez élevés que nous obtenons (tableau 4), ainsi que l'écart assez fort entre taux de création et de disparition d'entreprises en Île-de-France.

Tableau 4. Flux bruts d'emplois liés aux créations / disparitions d'entreprises (2002-2005)

	2002-2003	2003-2004	2004-2005	Moyenne
Taux de création	9,0	8,7	11,7	9,8
Taux de destruction	4,9	5,4	6,7	5,7

Champ : établissements de la région Île-de-France.

Lecture : taux en pourcentage.

Source : DADS 2002-2005.

La cartographie des flux d'emplois liés aux créations et disparitions d'entreprises est très comparable à celle des créations et destructions perpétrées par les entreprises pérennes³⁴, et confirme ainsi que la zone la plus dynamique en termes d'emploi est le centre de l'Île-de-France, les chômeurs résidant à la périphérie de la région étant donc défavorisés pour bénéficier de cette dynamique, par rapport à ceux qui résident dans des communes proches.

3.2.4. Skill mismatch

L'autre explication du chômage retenue dans notre modèle théorique est l'existence d'un *skill mismatch* qui s'ajoute au *spatial mismatch*. Certains chômeurs peuvent en effet sortir difficilement du chômage non pas parce qu'il n'y a pas d'emplois près de leur lieu de résidence, mais parce qu'il n'y a pas d'emploi *qui correspond à leur qualification*. Il est donc intéressant de décomposer les indicateurs du dynamisme des entreprises en termes d'emploi

³⁴ C'est pourquoi nous ne les reproduisons pas ici.

par niveau de qualification, afin de constater la contribution de chacun de ces niveaux aux taux de création et de destruction d'emplois. En effet, les dynamiques conjoncturelles de l'emploi des ouvriers et employés non qualifiés (NQ), qualifiés (Q) et des autres niveaux de qualification (TQ) ne sont pas forcément parallèles, et au sein d'entreprises qui globalement créent des emplois, certaines détruisent pourtant des emplois NQ par exemple.

Formellement, on peut décomposer le volume des créations d'emplois en fonction des niveaux de qualification :

$$C_{ct} = \sum_{e \in C^+} \Delta N_{ect} = \sum_{e \in C^+ \cap NQ} \Delta N_{ect}^{NQ} + \sum_{e \in C^+ \cap Q} \Delta N_{ect}^Q + \sum_{e \in C^+ \cap TQ} \Delta N_{ect}^{TQ}$$

En décomposant les trois termes du membre de droite de l'équation précédente en création et destruction brutes :

$$C_{ct} = \sum_{e \in C^+} \Delta N_{ect} = \sum_{e \in C^+ \cap NQ^+} \Delta N_{ect}^{NQ} + \sum_{e \in C^+ \cap NQ^-} \Delta N_{ect}^{NQ} + \sum_{e \in C^+ \cap Q^+} \Delta N_{ect}^Q + \sum_{e \in C^+ \cap Q^-} \Delta N_{ect}^Q + \sum_{e \in C^+ \cap TQ^+} \Delta N_{ect}^{TQ} + \sum_{e \in C^+ \cap TQ^-} \Delta N_{ect}^{TQ}$$

De même pour les destructions brutes d'emplois :

$$D_{ct} = \sum_{e \in C^-} |\Delta N_{ect}| = \sum_{e \in C^- \cap NQ^+} \Delta N_{ect}^{NQ} + \sum_{e \in C^- \cap NQ^-} \Delta N_{ect}^{NQ} + \sum_{e \in C^- \cap Q^+} \Delta N_{ect}^Q + \sum_{e \in C^- \cap Q^-} \Delta N_{ect}^Q + \sum_{e \in C^- \cap TQ^+} \Delta N_{ect}^{TQ} + \sum_{e \in C^- \cap TQ^-} \Delta N_{ect}^{TQ}$$

Tableau 5. Contribution des différents niveaux de qualification

	Taux de création						Taux de destruction					
	Taux de création			Taux de destruction			Taux de création			Taux de destruction		
	NQ	Q	TQ	NQ	Q	TQ	NQ	Q	TQ	NQ	Q	TQ
2002-2003	3,9	3,0	3,6	-1,9	-1,2	-1,2	1,1	1,0	1,2	-3,7	-2,5	-2,6
2003-2004	3,0	2,5	2,9	-1,5	-1,0	-1,0	1,3	0,9	1,0	-3,7	-2,8	-2,7
2004-2005	3,6	2,8	2,8	-1,2	-0,9	-1,3	1,2	0,9	0,8	-3,9	-2,8	-3,6

Lecture : NQ : employés et ouvriers non qualifiés ; Q : employés et ouvriers qualifiés ; TQ : autres salariés.

Champ : établissements pérennes de la région Île-de-France.

Source : DADS 2002-2005.

Les résultats obtenus (*cf.* tableau 5) témoignent surtout d'un ajustement par les non qualifiés, que ce soit au niveau des créations, comme au niveau des destructions, puisque dans tous les cas, ils ont les contributions les plus élevées. Cela traduit peut-être une fragilité plus grande de cette catégorie sur le marché du travail, davantage soumise aux aléas conjoncturels, ainsi que l'importance de l'emploi NQ en Île-de-France où le secteur des services est très présent (Davezies, 2007). L'emploi TQ semble être plus dynamique en termes de créations d'emplois que l'emploi Q, dans une région où la population est en moyenne plus qualifiée que sur l'ensemble du territoire (Buisson et Mignot, 2005).

D'un point de vue géographique, la comparaison entre la cartographie des sans diplôme avec celle de la contribution de l'emploi non qualifié à la dynamique locale de l'emploi (*cf.* carte 5) suggère que l'éloignement des chômeurs à faible niveau de qualification des emplois qui leur correspondent est une explication plausible de leur difficulté à retrouver un emploi. On constate ainsi par exemple que l'est des Yvelines, le nord de l'Essonne, les Hauts-de-Seine ou encore le sud et l'est de Paris sont des zones où l'emploi non qualifié est très dynamique, alors qu'une large majorité des travailleurs qui y résident sont diplômés. Au

contraire, l'est de la Seine-et-Marne comporte de nombreuses communes peu dynamiques³⁵ et une forte proportion de travailleurs non qualifiés. Le *mismatch* serait donc ici géographique, mais causé par l'inadéquation des compétences des travailleurs aux emplois proposés sur place.

Pour mesurer le *skill mismatch*, nous adaptons l'indicateur proposé par Layard, Jackman et Savouri (1990)³⁶, qui mesure l'écart entre les proportions relatives de chômeurs par qualification selon les communes. Formellement, il correspond à la demi-variance du rapport entre le taux de chômage par qualification u_q (ouvriers, employés, professions intermédiaires et cadres) et le taux de chômage total de la commune u :

$$I_{LJS} = \frac{1}{2} V \left(\frac{u_q}{u} \right) \quad \text{avec } 0 < I_{LJS} < 1$$

Nous nous intéressons en particulier au *skill mismatch* susceptible de toucher les non qualifiés. Nous le mesurons comme l'écart pour chaque commune entre la proportion des non diplômés qui y résident et le dynamisme local de l'emploi non qualifié³⁷, qui semblait potentiellement grand à la lecture de la carte 5.

3.2.5. Ségrégation et effets de paires

Pour contrôler des éventuels effets de ségrégation, nous avons construit une typologie des communes d'Île-de-France à partir d'une classification ascendante hiérarchique (critère de Ward) prenant appui sur des variables mesurant la proportion de chaque CSP, la répartition relative des diplômés, ainsi que la proportion de familles monoparentales et d'étrangers résidant dans chaque commune. Cette classification permet de former quatre groupes de communes relativement homogènes du point de vue de leur population : communes à population majoritairement très qualifiée, où résident essentiellement des cadres (type I), communes à population qualifiée avec une proportion de familles monoparentales et d'étrangers supérieure à la moyenne (type II), communes où les résidents sont majoritairement ouvriers et peu diplômés (type III), et communes où la proportion d'ouvriers, de familles monoparentales et d'étrangers est élevée (type IV) (*cf.* carte 6). Cette classification *ad hoc* souffre néanmoins de l'absence de fondements théoriques solides permettant de sélectionner les variables pertinentes concernant la construction d'effets de ségrégation. Cette limite est néanmoins acceptable dans l'optique qui est la nôtre, à savoir tester l'existence d'un *spatial mismatch*, puisque les éventuels effets de paires ne nous servent ici que de variables de contrôle. Or notre typologie présente l'avantage de résumer synthétiquement l'information disponible sur les caractéristiques sociodémographiques des résidents d'Île-de-France. D'autre part, la proportion de foyers imposables à l'IRPP permet de contrôler des différences de revenus moyens entre les communes.

³⁵ On peut l'extrapoler, malgré le taux relativement élevé de données manquantes pour cette région.

³⁶ On a également testé l'indicateur de Sneessens et Shadman-Mehta (1995) qui mesure le décalage entre les structures de l'offre et de la demande en comparant la proportion d'emplois qualifiés dans l'emploi total et la proportion de travailleurs qualifiés dans la population active ; et les résultats obtenus sont comparables.

³⁷ Il s'agit ici d'un indicateur totalement empirique, contrairement à I_{LJS} , qui souffre de plus d'être construit à partir de données ne s'appuyant pas tout à fait sur les mêmes nomenclatures (diplôme pour le recensement 1999, qualifications pour les DADS 2002-2005).

L'impact potentiel du marché de l'immobilier sur les difficultés à sortir du chômage est mesuré par le prix moyen au m² dans les appartements anciens³⁸. Concernant la localisation du logement social, elle est approximée par la proportion de HLM dans le parc immobilier de la commune.

Enfin, les effets de la politique locale de l'emploi sont capturés par la proportion d'emplois aidés parmi les contrats des actifs occupés de la commune.

3.3. Un modèle économétrique corrigeant l'auto-corrélation spatiale

Dans la mesure où nos données sont spatialisées (on connaît la distribution des variables par commune de l'Île-de-France), nous devons mettre en œuvre des modèles économétriques adaptés, qui tiennent compte de la possible auto-corrélation spatiale et exploitent l'information supplémentaire dont nous disposons, à savoir la répartition géographique du phénomène étudié. La modélisation doit ainsi tenir compte de la structure spatiale particulière de la durée du chômage et du dynamisme de l'emploi, puisque les deux phénomènes ne semblent pas aléatoirement répartis sur le territoire, mais sont au contraire fortement contrastés en fonction des zones étudiées, certaines communes voisines ayant des profils proches quand d'autres s'opposent nettement. L'introduction d'un critère géographique permet ainsi de tenir compte d'un double phénomène : d'une part, la possible dépendance dans l'espace de plusieurs variables entre elles (qui peuvent par exemple varier de la même manière en fonction du lieu d'observation) ou des valeurs prises par une même variable (dont la valeur en un endroit dépend de la valeur voisine) ; d'autre part, la potentielle non-stationnarité dans l'espace de la relation entre plusieurs variables (l'influence d'une variable sur une autre pouvant varier en fonction de la localisation).

Concernant la durée du chômage qui constitue notre variable d'intérêt, on s'intéresse à son auto-corrélation spatiale, c'est-à-dire à la dépendance dans l'espace entre les différentes valeurs prises par la variable. Une auto-corrélation spatiale positive traduit la coïncidence de valeurs similaires en des endroits similaires, alors que l'auto-corrélation spatiale négative est la manifestation de valeurs très différentes dans des endroits proches. Dans les deux cas, la répartition géographique de la variable n'est pas aléatoire et il faut en tenir compte dans la modélisation. Dans le cas qui nous intéresse, les sources de l'auto-corrélation spatiale peuvent être un mauvais appariement spatial entre les travailleurs et les emplois (*spatial mismatch*), mais aussi des effets de ségrégation (de pairs), c'est-à-dire l'idée selon laquelle la composition d'un quartier ou d'une commune influe sur le retour à l'emploi. Il serait ainsi plus difficile de sortir du chômage lorsque le voisinage est lui-même faiblement actif, notamment parce que dans ce cas les réseaux sociaux entretenus par les individus sont faiblement favorables à la reprise d'emploi (Selod et Zenou, 2006). Il faudra donc contrôler de la composition de la population des communes pour mesurer le *spatial mismatch*.

Formellement, pour tenir compte de l'auto-corrélation spatiale, on construit une *matrice des poids spatiaux*, qui définit les liens qui existent entre les différentes entités géographiques, et qui va permettre par la suite d'introduire dans le modèle économétrique une dépendance spatiale. On note W cette matrice, et w_{ij} son élément caractéristique qui résume les interactions entre les communes i et j . W définit donc la forme fonctionnelle qui lie les observations. Au vu des cartes précédemment analysées des durées de chômage, et l'existence de

³⁸ La base des prix de l'immobilier en Île-de-France a été construite de manière ad hoc à partir des données de la Chambre des Notaires de Paris, faute de disposer d'une base préalablement construite.

grappes de communes homogènes, on choisit de construire une matrice de contiguïté, où les communes ont des liens avec tous leurs voisins immédiats. Afin de couvrir la superficie des zones homogènes de communes, nous autorisons l'interaction jusqu'à trois communes voisines consécutives. Selon le vocabulaire consacré emprunté aux échecs, on sélectionne donc un critère *Reine* à l'ordre 3 (déplacement de la reine dans toutes les cases mitoyennes : on considère que les communes voisines interagissent jusqu'à franchir trois frontières administratives consécutives).

Pour mesurer l'auto-corrélation spatiale globale, nous calculons le *I de Moran* (Moran, 1948) :

$$I_M = \frac{N}{w} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

où w est un facteur d'échelle égal à la somme des tous les éléments de la matrice W .

Au numérateur, on calcule la covariance entre les unités voisines liées *via* la matrice des poids spatiaux, et on divise au dénominateur par la variance totale observée dans l'échantillon. Pour la variable de durée du chômage, on obtient $I = 0,36$.

On visualise la forme de l'auto-corrélation spatiale à l'aide du diagramme de Moran (*cf.* graphique 1 en annexe), qui représente la variable d'intérêt en fonction de cette même variable spatialement décalée (pondérée par la matrice W). Les quadrants nord-est et sud-ouest correspondent aux corrélations spatiales positives (c'est-à-dire au dessus de la moyenne), alors que les quadrants nord-ouest et sud-est représentent les corrélations négatives (en dessous de la moyenne). Pour la durée du chômage, on observe surtout de l'auto-corrélation positive, ainsi que le laissait supposer la carte 1.

Une modélisation toutes choses égales par ailleurs permet de tester les phénomènes de mauvais appariement spatial entre l'offre et la demande de travail. Cependant, en raison de l'auto-corrélation spatiale, on ne peut plus mettre en œuvre la méthode standard des Moindres Carrés Ordinaires, car la covariance entre les observations n'est plus nulle. Il faut alors choisir parmi les modèles classiques de l'économétrie spatiale celui qui correspond le mieux à notre problème. Schématiquement, deux cas sont à tester (LeSage, 1998 ; Anselin, 2006 ; Le Gallo, 2002) :

- soit la variable dépendante suit un processus autorégressif (modèle SAR). L'introduction comme variable explicative de la variable d'intérêt spatialement décalée (moyenne de la variable pondérée par la matrice W) permet de modéliser les effets de débordement (externalités des communes voisines). On est alors en présence d'un effet multiplicatif qui s'affaiblit avec la distance à la commune d'observation ;
- soit les erreurs sont spatialement corrélées et suivent un processus autorégressif (dépendance spatiale « de nuisance », modèle SEM). On assiste alors à un effet de diffusion, un choc aléatoire dans une commune affectant les communes voisines, sa puissance déclinant avec l'éloignement.

Pour trancher entre les deux possibilités, deux tests sont à notre disposition :

- le test LM-LAG permet de tester la nullité du coefficient associé à la variable spatialement décalée ;
- le test LM-ERROR permet de tester la nullité du coefficient associé à l'erreur spatialement décalée.

Il est possible cependant qu'on rejette H_0 dans les deux cas. On met alors en œuvre deux test dits « robustes à une mauvaise spécification locale » qui permettent d'inclure un paramètre

autorégressif à la fois pour la variable dépendante et pour l'erreur. On teste ensuite la nullité de l'un ou de l'autre (respectivement tests RLM-LAG et RLM-ERROR).

La mise en œuvre de ces tests dans notre cas permet de conclure que la modélisation la mieux adaptée est un modèle SAR, de la forme :

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad \text{avec } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

où ρ est le paramètre de dépendance spatiale qui mesure l'intensité des interactions entre les observations et la variable d'intérêt.

Le vecteur β des coefficients est estimé par maximum de vraisemblance :

$$\hat{\beta}_{MV} = (X' X)^{-1} X' (I - \rho W) y = \hat{\beta}_{MCO} - \rho \hat{\beta}^*$$

où $\hat{\beta}_{MCO}$ est l'estimateur MCO de la régression de y sur X , et $\hat{\beta}^*$ l'estimateur MCO de la régression de $W y$ sur X .

Cet estimateur présente néanmoins l'inconvénient de ne pas permettre la distinction entre les effets de composition (une commune a une durée moyenne de chômage élevée, car ses habitants sortent difficilement du chômage toutes choses égales par ailleurs) et les effets de ségrégation (une commune a une durée moyenne de chômage élevée, car ses habitants subissent des phénomènes discriminatoires ou des effets de pairs)³⁹. D'autre part, il est sujet au risque de l'erreur écologique : on obtient des résultats à un niveau agrégé (celui de la commune), et on est tenté de les interpréter au niveau individuel (Dujardin, Selod et Thomas, 2004).

3.4. Résultats des estimations

Les résultats de nos estimations sont présentés dans le tableau 6. Le modèle (1) correspond au test des effets des variations de la demande de travail sur la sortie du chômage, que nous conservons systématiquement comme variable explicative en raison du poids théorique que nous leur avons donné antérieurement. Le modèle (2) teste l'existence d'une *spatial mismatch*, alors que le modèle (3) interroge l'existence d'un *skill mismatch*. Le modèle (4) introduit le contrôle des effets de pairs, le modèle (5) celui des indicatrices par département, et le modèle (6) le marché de l'immobilier et le logement social, le revenu des ménages et la politique locale de l'emploi.

Nos modèles expliquent entre un tiers et 40 % de la variance de la durée nette de chômage. On vérifie que celle-ci est bien spatialement auto-corrélée, mais le paramètre ρ diminue significativement lorsqu'on introduit les indicatrices par département, qui absorbent une partie de l'effet proprement spatial⁴⁰. Celui-ci existe donc à des niveaux plus ou moins agrégés du territoire. Les effets fixes département permettent en outre de neutraliser l'effet Paris, département dynamique en termes d'emploi mais où les durées moyennes de chômage sont les plus élevées. Les chômeurs qui résident dans les autres départements ont une probabilité de rester longtemps au chômage plus faible, y compris en Seine-Saint-Denis, ce qui peut s'expliquer par le fait qu'on a choisi de conserver l'ensemble des sorties de liste, et

³⁹ Cette limite est cependant surmontable, puisque nous nous intéressons ici essentiellement aux phénomènes de *spatial mismatch* plus qu'au *social mismatch*.

⁴⁰ La cartographie des résidus du modèle (6) montre par ailleurs qu'on a en partie purgé les effets spatiaux, puisque les résidus sont distribués selon un schéma territorial beaucoup moins net que les durées de chômage.

pas seulement les reprises d'emploi déclarées⁴¹ ; mais aussi par la neutralisation des effets sociodémographiques de la population qui y réside, capturés par notre typologie des communes (la plupart des communes de Seine-Saint-Denis étant de type IV).

Concernant le dynamisme local de l'emploi, les résultats sont conformes aux attentes⁴² : lorsque le taux de création d'emplois sur le territoire de la commune est élevé, les chômeurs retrouvent plus rapidement un emploi, ce qui souligne la pertinence de l'analyse en termes d'éloignement géographique des chômeurs aux emplois. Il en va de même pour l'effet du taux de destruction, qui semble favoriser un chômage local de longue durée, bien que le coefficient perde sa significativité dans les modèles (5) et (6), lorsque l'on contrôle des effets fixes département. Les effets locaux de la demande de travail sont donc avérés : plus que les seules caractéristiques des chômeurs – dont l'effet est ici neutralisé – c'est le dynamisme des entreprises créatrices d'emplois qui offre des opportunités aux chômeurs de se réinsérer sur le marché du travail, ce qui plaide pour un renforcement des politiques locales de demande. L'impact négatif de la proportion d'emplois aidés dans la commune sur la durée de chômage va également dans ce sens : la création d'emplois protégés permet aux chômeurs de retrouver rapidement une activité proche du marché du travail « standard », mesures actuellement considérées comme relativement efficaces⁴³.

L'interprétation des résultats obtenus avec les variables de *spatial mismatch* s'avère plus délicate. En effet, si la distance entre le domicile et le lieu de travail semble bien jouer en défaveur du retour à l'emploi ainsi qu'on l'attendait, la variable de concentration des emplois à proximité semble au contraire défavoriser le retour à l'emploi des chômeurs qui résident dans cette zone. L'effet positif de la proximité aux emplois induit par le *spatial mismatch* serait ainsi modéré par un effet de concurrence locale entre les actifs et les chômeurs dans des zones où la densité d'emplois est élevée. Cependant, cet effet est peu significatif, et faiblement robuste à l'introduction de variables supplémentaires de contrôle, alors que la distance domicile-travail reste très explicative de la durée du chômage. L'existence d'un *spatial mismatch* en Île-de-France semble donc avérée ici.

Lorsqu'on introduit l'indice de LJS dans la régression, on constate que l'effet du *skill mismatch* est potentiellement très élevé en Île-de-France. Cependant, le *skill mismatch* mesuré sur l'ensemble des niveaux de qualification est absorbé par l'effet du *skill mismatch* pour les non qualifiés, qui semble être particulièrement fort, les chômeurs sans diplôme résidant majoritairement dans des communes où l'emploi non qualifié est faiblement dynamique. Le phénomène « brut » de *spatial mismatch*, qui traduit la distance géographique entre les emplois et les chômeurs, se double donc d'un effet lié à la distance entre des emplois accessibles par type de qualification. L'idée d'un renforcement mutuel entre *spatial* et *skill mismatches* est donc ici corroborée, les résultats incitant à penser que le *spatial mismatch* ne joue pas de la même façon pour toutes les catégories de main-d'œuvre.

⁴¹ Les sorties en Seine-Saint-Denis sont en effet moins souvent renseignées comme reprise d'emploi que dans les autres départements. Il y a donc sans doute davantage de sorties vers l'inactivité qu'ailleurs (Duguet, L'Horty et Sari, 2009).

⁴² Le test de Breush-Pagan suggère l'existence d'hétéroscédasticité dans le modèle (1), cependant il n'est plus significatif dans l'ensemble des autres spécifications, on n'en tient donc finalement pas compte.

⁴³ Cf. par exemple Forslund, Johansson et Lindqvist (2004) sur données suédoises.

Tableau 6. Déterminants de la durée locale du chômage (modèle SAR)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Paramètre spatial autorégressif ρ	0.81*** (0.04)	0.80*** (0.04)	0.77*** (0.04)	0.77*** (0.04)	0.56*** (0.05)	0.55*** (0.06)
Constante	2.04*** (0.47)	1.99*** (0.47)	2.05*** (0.47)	2.12*** (0.51)	4.84*** (0.66)	5.77*** (0.79)
Dynamisme local de l'emploi						
Taux de création	-0.07** (0.03)	-0.06** (0.03)	-0.06** (0.03)	-0.06** (0.03)	-0.05* (0.03)	-0.05* (0.03)
Taux de destruction	0.04* (0.02)	0.04* (0.02)	0.04* (0.02)	0.05** (0.02)	0.04 (0.02)	0.04 (0.02)
Spatial mismatch						
Distance domicile-travail		0.02*** (0.01)		0.01* (0.01)	0.02*** (0.01)	0.02** (0.01)
Densité d'emploi à 20 km		0.29* (0.16)		0.09 (0.15)	0.26* (0.15)	0.22 (0.15)
Skill mismatch						
Indice de LJS			2.40 (2.40)	2.57 (2.47)	3.07 (2.42)	2.68 (2.42)
Ecart entre proportion de sans diplôme et taux de création d'emplois non qualifiés			2.90*** (0.62)	2.30*** (0.81)	2.56*** (0.81)	1.86** (0.91)
Effets de ségrégation						
Communes de type I				-0.35*** (0.12)	-0.28** (0.13)	-0.26* (0.14)
Communes de type II				-0.17 (0.15)	-0.35** (0.16)	-0.32** (0.17)
Communes de type III				-0.34*** (0.13)	-0.26** (0.13)	-0.26* (0.15)
Communes de type IV				Réf.	Réf.	Réf.
Proportion de foyers imposables à l'IRPP						-0.76* (0.43)
Départements						
Paris					Réf.	Réf.
Seine-et-Marne					-1.07*** (0.26)	-1.08*** (0.27)
Yvelines					-0.67*** (0.25)	-0.64*** (0.26)
Essonne					-1.66*** (0.28)	-1.68*** (0.28)
Hauts-de-Seine					-0.33 (0.28)	-0.30 (0.29)
Seine-Saint-Denis					-0.70*** (0.30)	-0.71*** (0.30)
Val-de-Marne					-0.96*** (0.28)	-0.95*** (0.29)
Val-d'Oise					-0.81*** (0.26)	-0.79*** (0.26)
Logement						
Logarithme des prix de l'immobilier						-0.04* (0.02)
Proportion de HLM						-0.02 (0.36)
Politique locale d'emploi						
Proportion de salariés en emploi aidé						-1.27** (0.63)
Nombre d'observations	1075	1075	1075	1075	1075	1075
BIC	3223	3245	3211	3235	3199	3218
R ²	0.34	0.35	0.35	0.36	0.40	0.40
Test RLM-LAG	H_1	H_1	H_1	H_1	H_1	H_1

Sources : Estimations SOLSTICE FHS de l'ANPE 2006, DADS 2002-2005, et recensement 1999 de l'Insee.

Lecture : *** : significatif à 1% ; ** : à 5% ; * : à 10%, écarts-types entre parenthèses.

Enfin, les effets de pairs semblent jouer eux aussi un rôle non négligeable, puisque le type de commune dans laquelle résident les chômeurs influence la rapidité de sortie du chômage. Cependant, il est difficile de dire si ce sont les caractéristiques en propre des travailleurs qui jouent (par exemple le fait d'être cadre) ou davantage les externalités dues à la composition du voisinage (le fait d'être un cadre qui habite dans une commune où réside une majorité de cadres, voire même le simple fait d'avoir des voisins cadres quelle que soit sa propre qualification). En effet se pose ici un problème d'endogénéité qui interdit de trancher sur le sens de la causalité : certaines communes connaissent des durées moyennes de chômage plus courtes que d'autres, mais est-ce parce qu'un certain type de population y est majoritaire, ou bien cette population ne vient-elle pas s'installer dans cette commune car les opportunités d'insertion sur le marché du travail y sont meilleures *ex ante* ? On peut ainsi concevoir un processus auto-entretenu où ce sont les mieux armés sur le marché du travail qui viennent s'installer dans les zones d'emploi favorables, renforçant de fait l'attrait de ces communes. Au contraire, les territoires où le retour à l'emploi s'avère difficile seraient abandonnés par les travailleurs les mieux insérés, créant *ex post* des effets de pairs pour les travailleurs contraints d'y demeurer.

Ce processus peut passer par un mécanisme d'exclusion par les prix sur le marché de l'immobilier. Comme le suggérait notre modèle, il semble que les chômeurs qui n'ont pas les moyens de résider dans les zones attractives – le contrôle par les revenus des ménages indique également que plus la proportion de ménages aisés dans la commune est grande, plus les chômeurs retrouvent rapidement un emploi – ont aussi une probabilité moindre de se réinsérer sur le marché du travail. Le fait que, bien que non significatif, l'effet de la proportion de HLM sur le territoire de la commune soit négatif confirme l'intuition selon laquelle une politique locale de l'emploi efficace passe également en partie par une politique active de logement social visant à déségrégier les chômeurs. On sait aujourd'hui que nombre de communes à population aisée ne respectent pas le quota de 20 % de logements sociaux imposé par la loi SRU, et on peut supposer, au vu de nos résultats, que si tel n'était pas le cas, l'effet de la proportion de HLM sur la durée de chômage serait significatif et plus élevé en valeur absolue.

3.5. Hiérarchie des effets

Les estimations précédentes permettent de mettre en avant les effets propres des *spatial* et *skill mismatches*, de la ségrégation résidentielle ou encore du dynamisme de l'emploi local, mais elles ne permettent en revanche pas de dire lequel de ces effets prévaut. S'il importe de montrer que ces phénomènes ont effectivement chacun un effet sur la durée de chômage, il est également nécessaire de pouvoir les hiérarchiser, afin de déterminer sur le(s)quel(s) accentuer les efforts au niveau des politiques à mettre en place.

Pour ce faire, nous mobilisons les méthodes dites de « régression avec entrée hiérarchique » qui permettent d'examiner l'influence de plusieurs groupes de variables de manière séquentielle. On peut ainsi juger de l'importance relative de l'ajout d'un groupe de variables explicatives sur la qualité de la prédiction du modèle, en isolant son effet propre par le biais de l'évolution du R^2 associée à l'ajout successif des variables prédictives dans l'analyse. La méthode permet d'évaluer la contribution propre d'un bloc ou groupe de variables.

Toutefois, cette méthode de régression hiérarchique est difficilement applicable aux modèles spatiaux. L'introduction de la variable d'intérêt spatialement décalée comme variable explicative (dans le modèle SAR) tend à écraser le poids des autres variables explicatives, et

ne facilite pas la comparaison entre ces dernières. Pour cette raison, nous revenons à une simple régression par la méthode des moindres carrés ordinaires qui est, dans le cas présent, plus appropriée pour hiérarchiser les effets propres des différents types de *mismatches* et des politiques publiques qui nous intéressent précisément. Si l'absence de la variable spatialement décalée n'autorise pas une prise en compte optimale de l'effet spatial, il demeure néanmoins partiellement capturé par l'ajout de nos indicatrices départementales comme variables explicatives du modèle.

Le tableau 7 présente la contribution au R^2 total de chacun de nos blocs de variables pour différents modèles. Les trois modèles présentés se distinguent par l'ordre d'introduction de nos blocs de variables. En mettant en œuvre différentes spécifications, on s'assure que les contributions au R^2 obtenues pour un bloc particulier ne sont pas dues à un l'ordre dans la hiérarchie des entrées.

Tableau 7. Résultats des régressions avec entrées hiérarchiques

Modèle1	Régressions Multivariées	Régressions hiérarchiques	
	R^2	R^2	Variation R^2
Effets de ségrégation	0,0672	0,0672	0,0672
<i>Skill mismatch</i>	0,0725	0,0845	0,0173***
<i>Spatial mismatch</i>	0,0219	0,0968	0,0123**
Dynamisme local de l'emploi	0,0071	0,1006	0,0038**
Logement	0,0201	0,1034	0,0028*
Politique locale d'emploi	0,0002	0,1049	0,0015
Départements	0,2	0,3149	0,21***
Modèle 2	R^2	R^2	Variation R^2
<i>Spatial mismatch</i>	0,0219	0,0219	0,0219
<i>Skill mismatch</i>	0,0725	0,084	0,0621***
Dynamisme local de l'emploi	0,0071	0,0877	0,0037***
Effets de ségrégation	0,0672	0,1006	0,0129***
Politique locale d'emploi	0,0002	0,1021	0,0015
Logement	0,0201	0,1049	0,0028
Départements	0,2	0,3149	0,21***
Modèle 3	R^2	R^2	Variation R^2
<i>Skill mismatch</i>	0,0725	0,0725	0,0725
Effets de ségrégation	0,0672	0,0845	0,012***
<i>Spatial mismatch</i>	0,0219	0,0968	0,0123**
Logement	0,0201	0,0995	0,0027**
Dynamisme local de l'emploi	0,0071	0,1034	0,0039*
Politique locale d'emploi	0,0002	0,1049	0,0015
Départements	0,2	0,3149	0,21***

Sources : Estimations SOLSTICE FHS de l'ANPE 2006, DADS 2002-2005, et recensement 1999 de l'Insee.

Lecture : *** : significatif à 1% ; ** : à 5% ; * : à 10%.

La première colonne présente le R^2 obtenu pour chacun des groupes de variables introduits isolément dans la régression. Il ressort de ce procédé que les mécanismes les plus pertinents dans l'explication des disparités de durées de chômage sont le *skill mismatch*, les effets de ségrégation et le *spatial mismatch*, ce qui confirme nos résultats antérieurs. On note cependant à nouveau que les indicatrices départementales sont les variables les plus explicatives du modèle. Ce résultat tend à montrer qu'une forte hétérogénéité inter-départementale demeure encore inexpliquée dans notre modèle, et qu'un certain nombre d'effets restent encore non identifiés.

La seconde colonne présente les évolutions successives du R^2 suite à l'introduction séquentielle de groupes de variables supplémentaires, tandis que la dernière colonne présente la variation du R^2 attribuée à l'ajout du groupe de variable mentionné. Globalement, nous retrouvons que les trois mécanismes qui contribuent le plus à l'augmentation du pouvoir explicatif du modèle sont ceux qui étaient déjà identifiés comme les plus pertinents en termes de portée explicative et, dans une moindre mesure, les variables propres au logement dans la commune. À l'inverse, les variables mesurant le dynamisme local de l'emploi ou les politiques locales d'emploi semblent jouer un rôle plus marginal.

Ainsi, ces tests empiriques confirment que les phénomènes de *skill* et *spatial mismatches* sont parmi les plus pertinents à considérer dans l'explication des écarts observés des durées de chômage. Dès lors, se pose la question des politiques publiques à mettre en place pour lutter contre ces problèmes d'appariement et favoriser le retour à l'emploi.

3.6. Simulations de politiques publiques

L'objectif est maintenant d'utiliser le modèle que nous venons d'estimer afin de simuler les effets de politiques publiques de réduction des fractures spatiales. On peut par exemple simuler les effets d'une politique permettant de rendre accessible les emplois pour les communes les plus éloignées, d'augmenter la part des logements sociaux, d'améliorer la formation pour lutter contre le *skill mismatch*, etc.

3.6.1. Méthode de simulation

Nous nous intéressons aux effets des politiques suivantes : (1) amélioration de l'accessibilité physique aux emplois ; (2) action sur la formation ; (3) développement du dynamisme local de création d'emplois ; (4) augmentation de la part des logements sociaux ; (5) développement des politiques locales d'emploi ; (6) augmentation du revenu des ménages. Nous mobilisons une méthode de simulation permettant d'évaluer l'effet de chacune de ces politiques sur la durée du chômage locale, au niveau communal. Dans un premier temps, nous prédisons la durée de chômage de chacune des communes par la méthode des moindres carrés ordinaires, en laissant les variables à leur niveau initiale. Dans un second temps, nous simulons un choc de politique publique en modifiant la variable explicative sur laquelle nous voulons agir pour un pourcentage donné de communes et nous prédisons de nouveau la durée de chômage. Enfin, pour les communes concernées par la modification, nous effectuons des tests de différences entre les durées prédites avec et sans choc. Ainsi, nous regardons en premier lieu si l'application d'une politique donnée modifie la durée de chômage dans le sens voulu et, en second lieu, si l'écart avec la situation originelle est significatif. L'introduction des chocs est faite à des ampleurs différentes. D'une part, nous appliquons une politique donnée sur des échantillons différents de communes : c'est-à-dire pour les 10 %, 15 %, 20 % et 30 % des communes les moins

bien « dotées » concernant chaque variable. D'autre part, l'ampleur du choc est lui aussi variable, puisqu'il est successivement de l'ordre de 20 %, 30 % et 40 %.

Pour la politique (1), nous nous intéressons exclusivement aux communes identifiées comme étant les plus enclavées à partir de notre variable « distance domicile-travail » et pour lesquelles nous réduisons cette distance.

Pour la politique (2), nous retenons les deux indicateurs de *skill mismatch* : l'indice de LJS et l'écart entre la proportion de sans diplôme et le taux de création d'emplois non qualifiés. Nous nous intéressons ici aux communes les plus mal classées en regard de l'un de ces deux indicateurs, que nous diminuons artificiellement.

Pour la politique visant à développer le dynamisme local de l'emploi (3), nous retenons les communes dont le taux de création mesuré est parmi les plus faibles, et nous l'augmentons.

La politique (4) vise quant à elle à accroître la part des logements sociaux dans les communes où celle-ci est la plus faible.

Enfin, pour les politiques (5) et (6), l'objectif est d'augmenter respectivement la part des emplois aidés dans les communes où celle-ci est la plus faible et d'augmenter le revenu des ménages pour les communes les moins aisées⁴⁴.

3.6.2. Résultats

Les résultats figurent dans le tableau 8. Pour chaque niveau de choc différent (20 %, 30 % et 40 %), nous estimons l'effet sur la durée de chômage moyenne observée. Ce procédé est répété pour différents échantillons de communes les plus mal « dotées » (10 %, 15 %, 20 % et 30 %)⁴⁵. La robustesse des résultats se vérifie donc par la double variabilité de notre méthode : variabilité concernant l'échantillon dans lequel le choc est introduit et variabilité concernant la taille du choc simulé.

Globalement, il apparaît que les différentes politiques mises en place agissent dans le sens attendu, puisqu'on observe presque systématiquement une baisse de la durée de chômage. Dans un certain nombre de cas, toutefois, l'effet observé est nul. C'est le cas pour les politiques telles que l'augmentation de la part de logements HLM, l'augmentation du taux de création d'emplois au niveau de la commune et, dans une moindre mesure, l'augmentation de la part des emplois aidés. Ces effets très faibles – voire nuls – ne s'expliquent vraisemblablement que par une situation particulièrement défavorable des communes retenues comme les moins bien dotées. Ainsi, si la part de logement HLM est proche de 1 %, une augmentation de 20 %, 30 % ou même 50 % n'aura que peu d'effets.

Les politiques les plus efficaces en matière de lutte contre le chômage sont celles qui tendent à réduire le *skill mismatch* mesuré par l'écart entre la proportion de sans diplôme et le taux de création d'emplois non qualifiés, celles qui réduisent la distance moyenne domicile-travail ou celles qui accroissent le revenu des ménages. Néanmoins, parmi ces trois politiques, seules les deux premières font baisser significativement la durée du chômage. La différence obtenue entre les durées prédites avant et après introduction de ces deux chocs se révèle en effet significative à 5 % ou 10 %.

⁴⁴ La richesse d'une localité est évaluée ici par la proportion de foyers imposables à l'IRPP. Ainsi, augmenter la richesse d'une localité revient à accroître la part des foyers imposables.

⁴⁵ Les échantillons de communes les plus mal loties sont redéfinis pour chacune des variables qui nous intéressent. Concrètement, les 20 % des communes dont la distance domicile-travail est la plus longue ne correspondent pas nécessairement aux 20 % des communes dont le taux de création d'emploi est le plus faible.

Tableau 8. Résultats des simulations de chocs de politiques publiques

% de communes concernées	Ampleur du choc : 20 %			
	10 %	15 %	20 %	30 %
Distance domicile-travail	-0,125*	-0,106*	-0,09*	-0,06
Indice de LJS	0,04	0,006	0,012	-0,003
Ecart entre proportion de sans diplôme et taux de création d'emplois non qualifiés	-0,076	-0,065	-0,046	-0,029
Taux de création	0	-0,001	-0,001	-0,001
Proportion d'HLM	0	0	0	-0,001
Proportion de salariés en emploi aidé	-0,002	-0,002	-0,002	-0,001
Proportion de foyers imposables à l'IRPP	-0,073	-0,065	-0,057	-0,047
% de communes concernées	Ampleur du choc : 30 %			
	10 %	15 %	20 %	30 %
Distance domicile-travail	-0,187**	-0,153**	-0,057**	-0,091**
Indice de LJS	0,049	0,005	0,015	-0,007
Ecart entre proportion de sans diplôme et taux de création d'emplois non qualifiés	-0,141**	-0,113**	-0,089*	-0,062
Taux de création	0	-0,001	-0,001	-0,001
Proportion d'HLM	0	0	0	-0,001
Proportion de salariés en emploi aidé	-0,002	-0,002	-0,003	-0,002
Proportion de foyers imposables à l'IRPP	-0,098	-0,084	-0,07	-0,054
% de communes concernées	Ampleur du choc : 40 %			
	10 %	15 %	20 %	30 %
Distance domicile-travail	-0,213**	-0,157**	-0,131**	-0,092**
Indice de LJS	0,043	-0,004	0,011	-0,014
Ecart entre proportion de sans diplôme et taux de création d'emplois non qualifiés	-0,207**	-0,154**	-0,133**	-0,097**
Taux de création	-0,001	-0,001	-0,001	-0,002
Proportion d'HLM	0	-0,001	0	-0,002
Proportion de salariés en emploi aidé	-0,003	-0,003	-0,003	-0,003
Proportion de foyers imposables à l'IRPP	-0,113*	-0,091	-0,072	-0,052

Sources : Estimations SOLSTICE FHS de l'ANPE 2006, DADS 2002-2005, et recensement 1999 de l'Insee.

Lecture : Diminuer la distance moyenne domicile-travail de 20 %, pour les 15 % des communes pour lesquelles cette distance est la plus élevée, contribue à diminuer la durée de chômage moyenne de 0,106 mois.

** : significatif à 5% ; * : à 10%.

Seule l'une des politiques proposées semble avoir un effet non désiré, puisqu'il ressort que diminuer l'indicateur de LJS (qui est une autre mesure du *skill mismatch*) augmente la durée de chômage. Mais la différence obtenue n'est pas significative.

Ces différentes simulations apportent deux enseignements majeurs. D'une part, le choc de politique publique doit être ambitieux : les résultats montrent que les politiques menées sont d'autant plus efficaces dans la réduction de la durée de chômage que le choc est important. Selon nos estimations, le gain en durée varie de -0,125 mois à -0,213 mois pour une baisse allant de 20 % à 40 % de la distance domicile-travail, pour les 10 % des communes les plus

enclavées. Il en est de même pour l'indice de *skill mismatch* mesuré par l'écart entre la proportion de sans diplôme et le taux de création d'emplois non qualifiés : pour les 10 % des communes pour lesquelles cet écart est le plus important, la réduction de la durée du chômage peut varier du simple au triple si le choc est de 20 % ou 40 % (respectivement -0,076 mois et -0,207 mois)⁴⁶.

D'autre part, il semble préférable de cibler les aides. En effet, on observe que les gains en termes de durée du chômage tendent à se réduire lorsque l'échantillon de communes observées est plus large. Une réduction de la durée du chômage peut être deux fois moins forte dès lors que l'échantillon de communes visées n'est pas restreint. Dans le cas des deux politiques précédentes, leur effet tend à diminuer de manière considérable dès lors que l'on passe de 10% à 30 % des communes : une réduction de -0,213 mois à -0,092 mois pour la distance domicile-travail et pour un choc de 40 %. Des observations de la même ampleur peuvent être faites pour les autres variables, telles que la proportion de foyers imposables à l'IRPP ou encore l'indicateur de *skill mismatch*. L'efficacité d'un ciblage fin est sans doute due à l'existence d'un petit pourcentage de communes très fortement défavorisées, pour lesquelles l'action publique doit être de forte ampleur.

CONCLUSIONS

Si l'on souhaite expliquer l'ampleur des disparités locales dans les durées de chômage, une fois contrôlées les caractéristiques des chômeurs, on peut distinguer deux ensembles de facteurs : à compétences données, la distance physique entre les chômeurs et les emplois peut expliquer la difficulté à retrouver un emploi (*spatial mismatch*) ; à distance physique donnée, l'inadéquation des compétences des chômeurs aux besoins des entreprises peut hypothéquer la réinsertion sur le marché du travail (*skill mismatch*).

Ces deux facteurs explicatifs n'impliquent pas des recommandations équivalentes en termes de politique publique. Dans le premier cas, les principaux leviers s'appuient notamment sur une régulation du marché locatif, avec une répartition stratégique du logement social, sur des politiques de transport adaptées ou sur la fourniture de biens publics locaux. Dans le second cas, la stratégie consiste plutôt à développer des politiques de formation ou à réduire le coût du travail par des incitations fiscales à l'embauche de chômeurs dont les compétences ne correspondent pas parfaitement aux postes de travail.

Afin de tester la pertinence de ces différents leviers, nous avons développé deux types d'approches : un modèle théorique permettant une analyse spatialisée du chômage structurel en présence de demandeurs d'emploi dont les qualifications sont hétérogènes ; une application empirique cherchant à déterminer la pertinence et le poids relatif des différents facteurs explicatifs du chômage structurel.

Ces deux approches nous conduisent à une conclusion commune : l'origine des fractures spatiales doit être conjointement cherchée du côté de la distance physique aux emplois, de la mauvaise adéquation entre compétences des travailleurs et qualification des postes, et de la ségrégation de certains quartiers qui souffrent d'un déficit collectif de réseaux d'embauche, dans un pays où seules 30 % des offres d'emploi passent par Pôle Emploi. Face à ce cumul

⁴⁶ Nous avons également fait ces tests pour des chocs de plus grande ampleur, notamment 50 % et 99 %, mais aussi pour un échantillon plus restreint et plus grand de communes (de 15 à 50 %). Globalement, les variables significatives restent les mêmes et les conclusions demeurent valables.

des inégalités sur le marché du travail, l'efficacité supposée des différentes politiques mises en œuvre dépend de la cause prédominante du chômage sur chaque bassin local d'emploi.

L'application empirique que nous avons proposée sur des données franciliennes confirme la coexistence de plusieurs types de *mismatches* : difficultés d'appariement liées à la distance aux emplois, aux qualifications requises, et au voisinage, qui se renforcent l'une l'autre. Nos simulations montrent que les politiques les plus efficaces pour réduire la durée du chômage et la fracture spatiale, sont celles qui tendent à réduire le *skill mismatch* mesuré par l'écart entre la proportion de sans diplôme et le taux de création d'emplois non qualifiés, et celles qui réduisent la distance moyenne domicile-travail.

Nous avons ici trop peu tenu compte des problèmes liés à la mobilité des agents. Il ne suffit pas en effet de les inciter à se rapprocher des emplois, encore faut-il qu'ils puissent y accéder pour un coût modeste. Or l'hypothèse de l'existence d'un effet « Oswald » (1997) qui se traduit par une corrélation positive entre le statut de propriétaire et le taux de chômage, serait intéressante à tester ici, puisque notre modèle théorique incite à mettre en œuvre une politique immobilière volontariste. L'introduction dans le modèle comme dans notre application économétrique de coûts de mobilité liés au statut de propriétaire – expliquant en partie la distance à l'emploi lors d'une transition sur le marché du travail – permettrait d'éclairer ce débat.

BIBLIOGRAPHIE

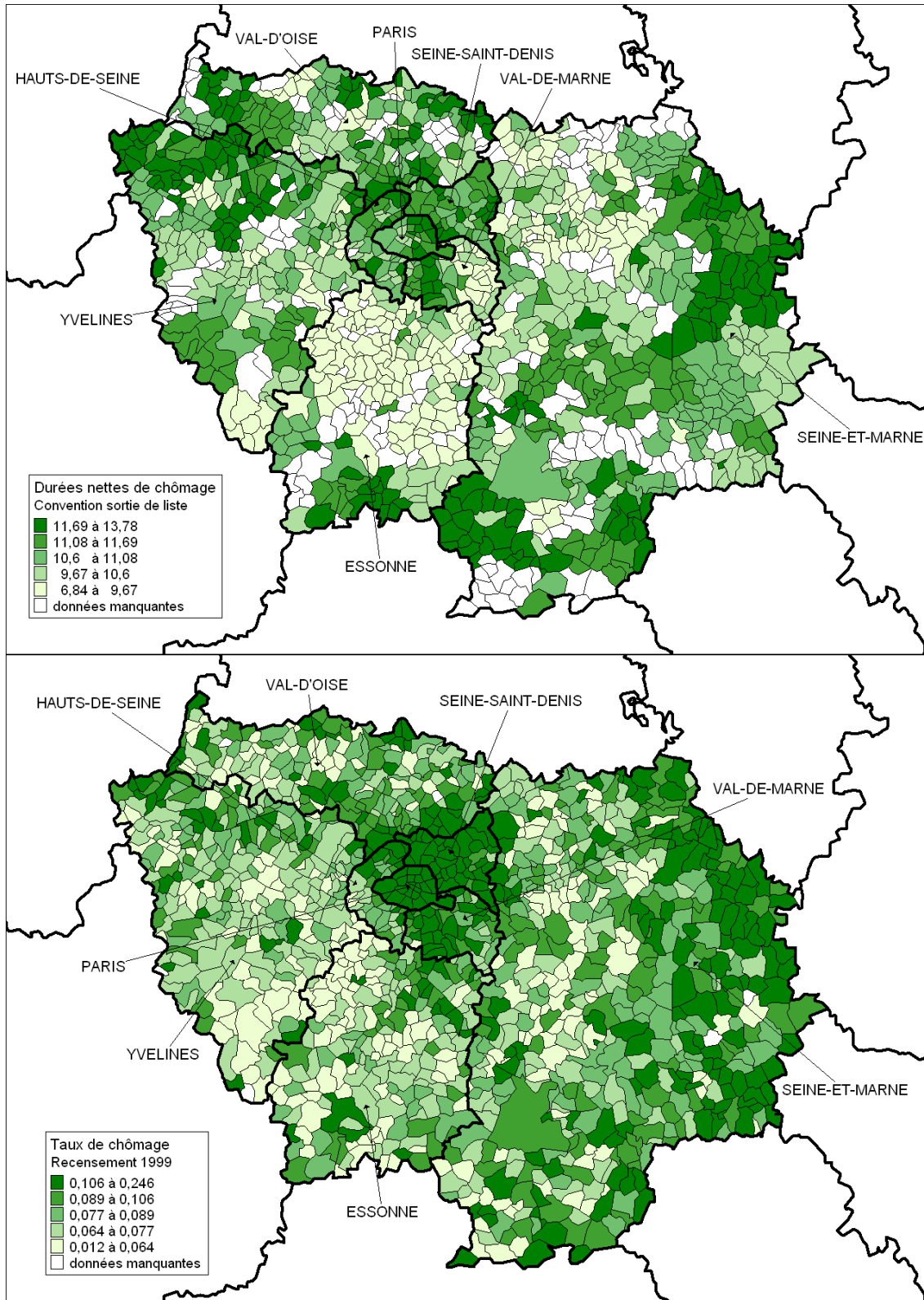
- AMINE S., GAVREL F., LEBON I., 2007, « Jobs Specialization vs Unemployment: More on the Productivity Effect of Unemployment Benefits », *Spanish Economic Review*, vol.9, pp.177-191.
- ANSELIN L., 2006, *Spatial Regression, Document du National Center for Supercomputing Applications*, University of Illinois, Decembre.
- BRUECKNER J., MARTIN R., 1997, « Spatial Mismatch: an Equilibrium Analysis », *Regional Science and Urban Economics*, n°27, pp.693-714.
- BUISSON M.A., MIGNOT D. (dir.), 2005, *Concentration économique et ségrégation spatiale*, De Boeck, Collection « Economie, Société, Région ».
- CAHUC P., ZYLBERBERG A., 2001, *Le Marché du travail*, De Boeck Université.
- CAVACO S., LESUEUR J.Y., 2002, « Contraintes spatiales et accès à l'emploi : Applications micro-économétriques à partir de l'enquête TDE », *Document de travail du GATE* n°02-01, février.
- CRANE J., 1991, « The Epidemic Theory of Ghettos and Neighborhood Effects on Dropping-Out and Teenage Child-Bearing », *American Journal of Sociology*, n°96, pp.1126-1259.
- DAVEZIES L., 2007, *Croissance sans développement en Île-de-France*, Rapport pour la Caisse des Dépôts, janvier.
- DAVIS S.J., HALTIWANGER J., 1990, « Gross Job Creation and Destruction: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications », *NBER Macroeconomics Annual*.
- DUGUET E., GOUJARD A., L'HORTY Y., 2007, « Les disparités spatiales du retour à l'emploi : une analyse cartographique à partir de sources exhaustives », *Document de travail du CEE*, n° 85.
- DUGUET E., L'HORTY Y., SARI F., 2009, « Sortir du chômage en Île-de-France - disparités territoriales, *spatial mismatch* et ségrégation résidentielle », *Revue Economique*, à paraître.
- DUHAUTOIS R., 2002, « Les réallocations d'emplois en France sont-elles en phase avec le cycle ? », *Economie et Statistique*, n° 351, pp. 87-103.
- DUJARDIN C., SELOD H., THOMAS I., (2004), « Le chômage dans l'agglomération bruxelloise : une explication par la structure urbaine », *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, février, pp.3-28.

- FORSLUND A., JOHANSSON P., LINDQVIST L., 2004, « Employment subsidies – A fast lane from unemployment to work? », *Working paper* 2004-18, IFAU, Uppsala.
- GASCHET F., GAUSSIER N., 2003, « Ségrégation urbaine et marchés du travail au sein de l'aire urbaine bordelaise: quelle portée pour l'hypothèse de mauvais appariement spatial ? », *Cahiers du GRES* n°14, décembre.
- GAVREL F., LAGES DOS SANTOS, P., LEBON I., 2002, « $\beta = \eta$ is not enough: Reexamining the Efficiency of the Labour Market in a Matching Model with Differentiation of Skills », *Mimeo*.
- GAVREL F., LEBON I., 2008, « Salaire minimum, allocations chômage et efficacité du marché du travail », *Recherches économiques de Louvain* 2008/1, vol. 74, pp. 53-75.
- GEORGE N., 2009, « Spatial Mismatch et équilibre du marché du travail ». Rapport de stage ENSAE-CEE, juin.
- GOBILLON L., SELOD H., ZENOU Y., 2007, « The Mechanisms of Spatial Mismatch », *INRA Working Papers*, LEA, January.
- HOLZER H., 1996, *What Employers Want: Job Prospects for Less-Educated Workers*, New York: Russell Sage Foundation.
- HOLZER H., QUIGLEY J., RAPHAEL S., 2003, « Public Transit and the Spatial Distribution of Minority Employment: Evidence from a Natural Experiment », *Journal of Policy Analysis and Management*, n°22, pp.415-442.
- IHLANFELDT K., SJOQUIST D., 1998, «The Spatial Mismatch Hypothesis: A Review of Recent Studies and Their Implications for Welfare Reform », *Housing Policy Debate* n°9, pp.849-892.
- IMMERGLUK D., 1998, « Job Proximity and the Urban Employment Problem: Do Suitable Nearby Jobs Improve Neighbourhood Employment Rates? », *Urban Studies* n°35, pp.7-23.
- JAYET H., 1993, *Analyse Spatiale Quantitative, Une Introduction*, Paris, Economica.
- KAIN J., 1968, « Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization », *Quarterly Journal of Economics* n°82, pp.175-197.
- KAIN J., 1992, « The Spatial Mismatch Hypothesis: Three Decades Later », *Housing Policy Debate*, n°3, pp.371-460.
- KAWABATA M., 2003, « Job Access and Employment among Low-Skilled Autoless Workers in US Metropolitan Areas », *Environment and Planning A* n°35, pp.1651-1658.
- LAYARD R., JACKMAN R., SAVOURI S., 1990, « Labour Market Mismatch: a Framework of Thought », in Paoda-Schioppa F. (eds), *Mismatch and Labor Mobility*, Cambridge University Press.
- LE GALLO J., 2002, « Économétrie spatiale : l'auto-corrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire », *Économie et Prévision*, n° 155, p. 139-157.
- LESAGE J.P., 1998, « Spatial Econometrics », Université de Tolède, *Mimeo*.
- MARIMON R., ZILIBOTTI F., 1999, « Unemployment vs Mismatch of talents: Reconsidering unemployment benefits », *Economic Journal*, vol.109, pp.266-291.
- MORAN P., 1948, « The interpretation of statistical maps », *Journal of the Royal Statistical Society*, B 10, pp.243-251.
- O'REGAN K.M., 1993, « The effect of social networks and concentrated poverty on black and hispanic youth unemployment », *The Annals of Regional Science* n°27, pp.327-342.
- OSWALD A.J., 1997, « Theory of homes and jobs », University of Warwick, *Mimeo*.
- PASTOR M., MARCELLI M., 2000, « Social, Spatial, and Skill Mismatch Among Immigrants and Native-Born Workers in Los Angeles », *Center for Comparative Immigration Studies Working Papers*, n° 1, February.
- PATACCHINI E., ZENOU Y., 2006, « Search Activities, Cost of Living, and Local Labor Markets », *Regional Science and Urban Economics* n°36, pp.227-248.

- PICART C., 2008, « Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen », *Economie et Statistique*, n° 412, pp. 27-56.
- PISSARIDES C., 2000, *Equilibrium Unemployment Theory*, 2^e ed., MIT Press.
- RAPHAEL S., STOLL M., 2001, « Can Boosting Minority Car-Ownership Rates Narrow Inter-Racial Employment Gaps? », *Brooking-Wharton Papers on Urban Economic Affairs* n°2, pp.99-145.
- ROGERS C., 1997, « Job Search and Unemployment Duration: Implications for the Spatial Mismatch Hypothesis », *Journal of Urban Economics* n°42, pp.109-132
- SALOP S., 1979, « Monopolistic competition with outside goods », *Bell Journal of Economics*, vol.10, pp.141-156.
- SKALITZ A., 2004, « Les salaires dans l'industrie, le commerce et les services en 2002 », *Insee Résultats – Société*, n° 38, décembre.
- SNEESSENS H., SHADMAN-MEHTA F., 1995, « Real Wages, Skill Mismatch and Unemployment Persistence France, 1962-1989 », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 37/38, pp. 255-292.
- WASMER E., ZENOU Y., 2002, « Does city structure affect job search and welfare? », *Journal of Urban Economics*, n°51, pp.515-541.
- WASMER E., ZENOU Y., 2006, « Equilibrium search unemployment with explicit spatial frictions », *Labour Economics*, n°13, pp.143-165.
- ZENOU Y., 2000, « Urban unemployment, agglomeration and transportation policies », *Journal of Public Economics*, n°77, pp.97-133.

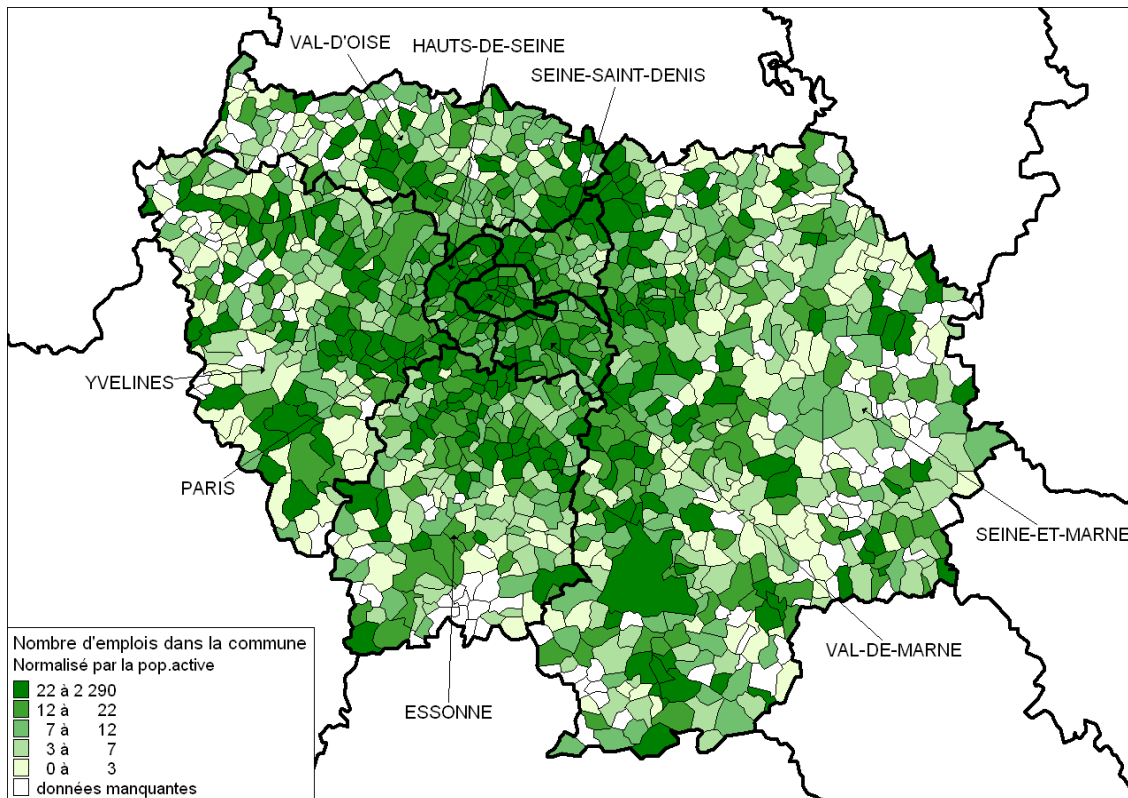
ANNEXES

Carte 1. Durées nettes de chômage (flux) et taux de chômage (stock) en Île-de-France



Sources : Estimations SOLSTICE à partir du FHS de l'ANPE 2006 pour les durées de chômage, et recensement 1999 de l'Insee pour les taux de chômage.

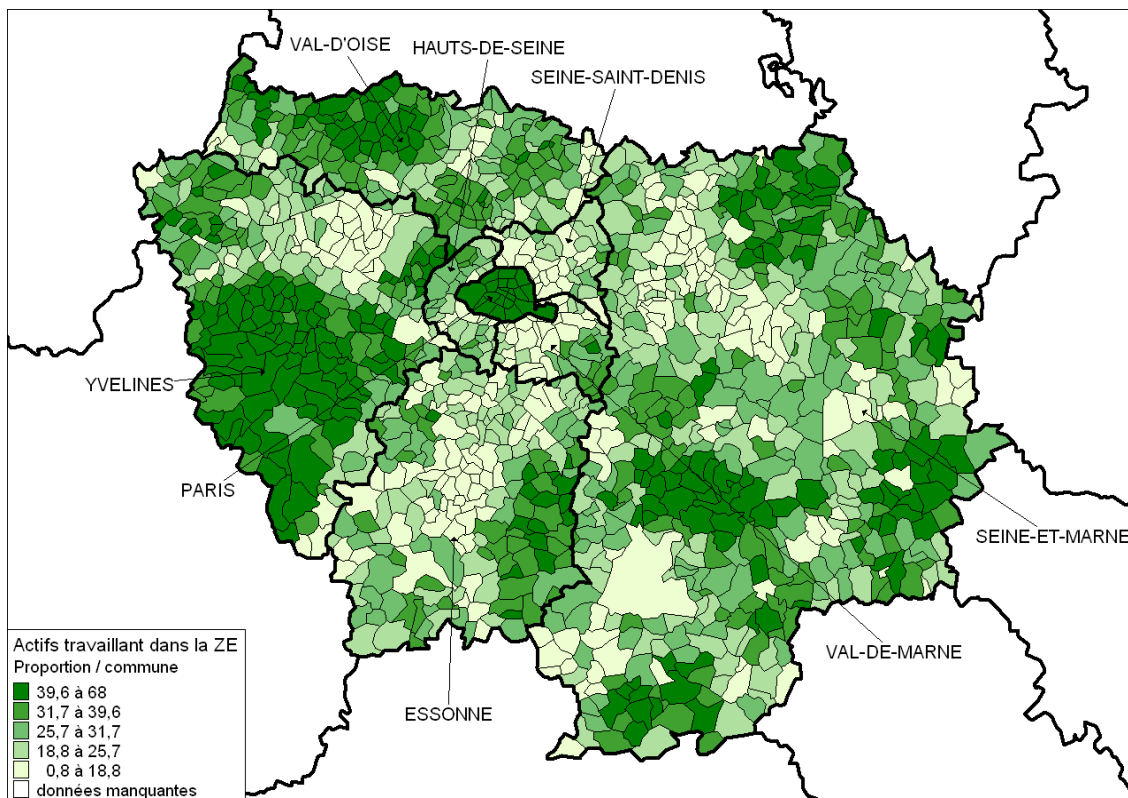
Carte 2. Nombre d'emplois par actif dans la commune



Source : DADS 2002-2005.

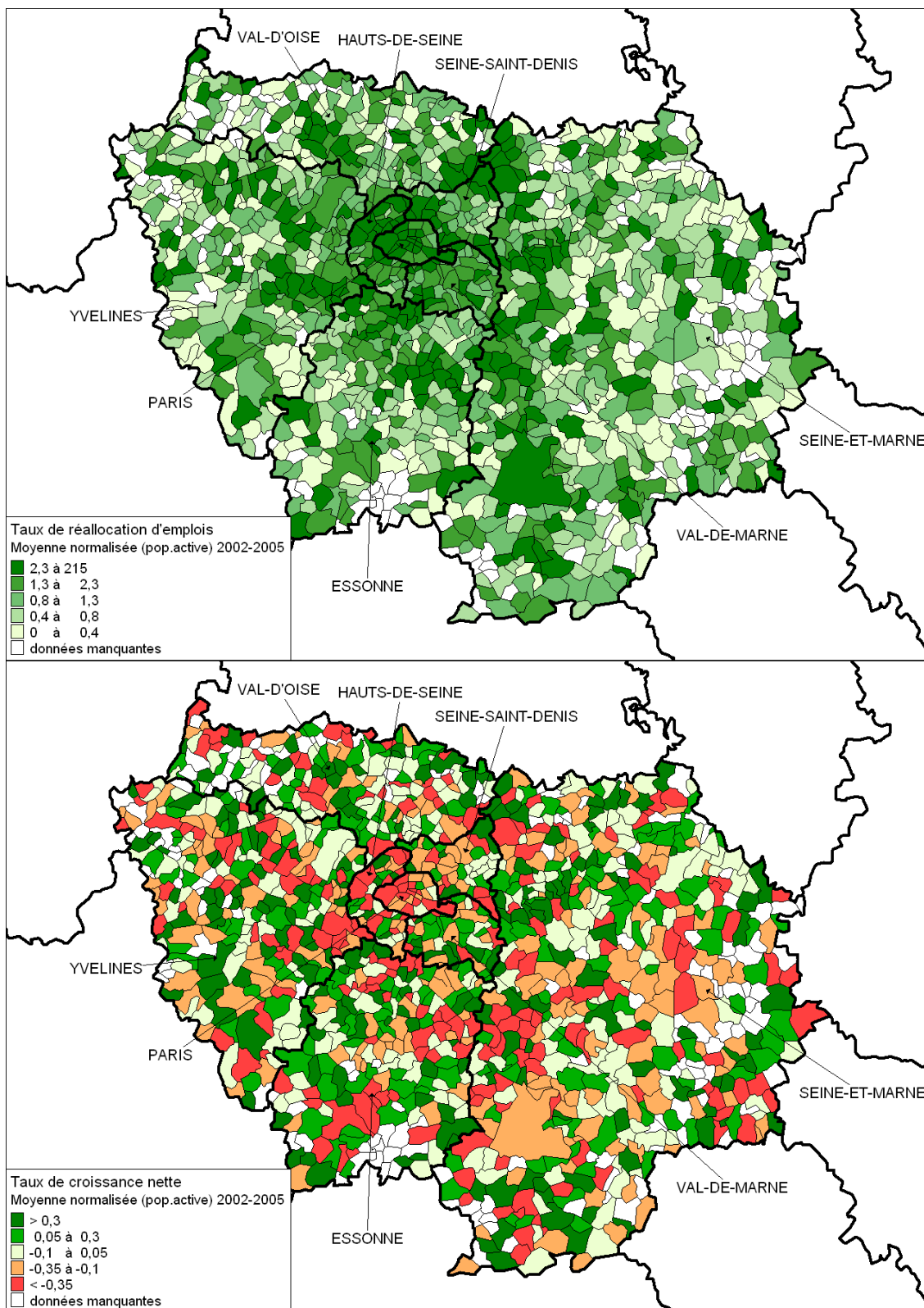
$$\text{nombre d'emplois par commune} = \frac{\text{effectif moyen} \times \text{nombre d'entreprises de la commune}}{\text{population active de la commune}}$$

Carte 3. Part des actifs travaillant dans la zone d'emploi de la commune



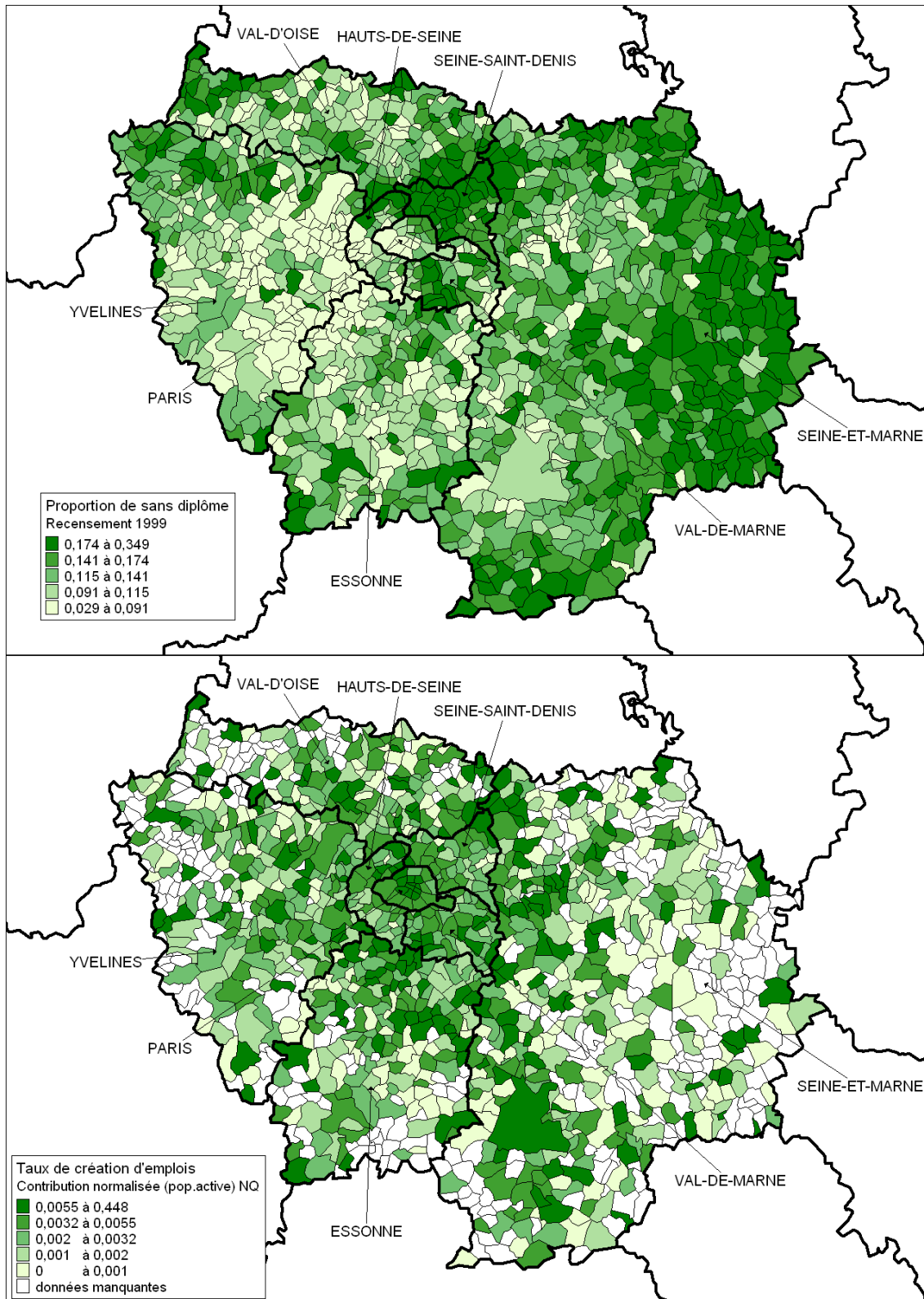
Source : Recensement 1999.

Carte 4. Taux de réallocation et de croissance nette des emplois



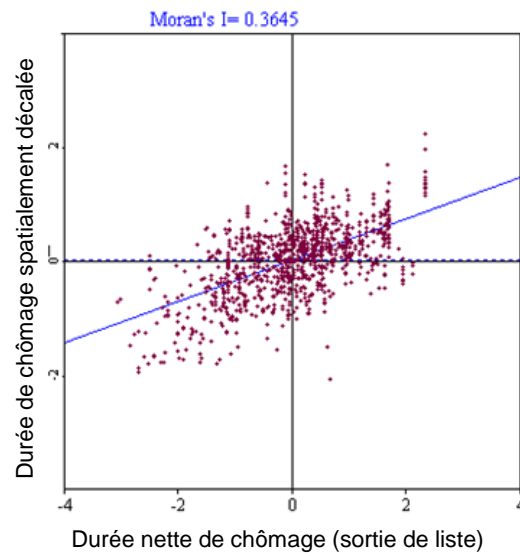
Source : DADS 2002-2005.

Carte 5. Proportion de sans diplôme et contribution de l'emploi non qualifié au taux de création d'emplois



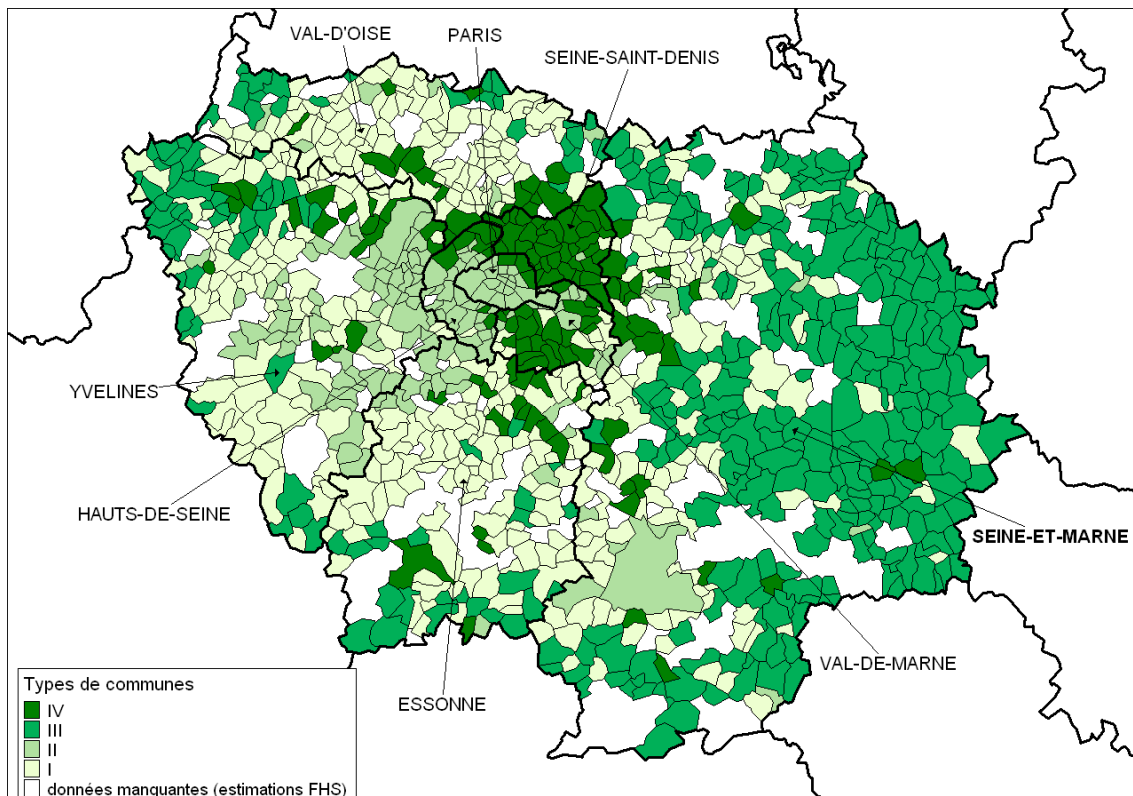
Source : DADS 2002-2005 et recensement 1999.

Graphique 1. Diagramme de Moran pour la variable dépendante



Source : Estimations SOLSTICE à partir du FHS de l'ANPE 2006.

Carte 6. Classification ascendante hiérarchique des communes



Source : Typologie issue d'une CAH sur données extraites des estimations SOLSTICE à partir du FHS de l'ANPE 2006 et du recensement 1999.

DERNIERS NUMÉROS PARUS :

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

- N° 125** *Effets contextuels et effets de pairs : quelles conséquences sur la réussite scolaire ?*
SABINA ISSEHNANE, FLORENT SARI
juin 2010
- N° 124** *A Dynamic Overview of Socio-Productive Models in France (1992-2004)*
Un panorama dynamique des modèles socio-productifs en France (1992-2004)
THOMAS AMOSSE, THOMAS COUTROT
juin 2010
- N° 123** *Ségrégation urbaine et accès à l'emploi : une introduction*
MANON DOMINGUES DOS SANTOS, YANNICK L'HORTY, ÉLISABETH TOVAR
novembre 2009
- N° 122** *Les effets des allègements de cotisations sociales sur l'emploi et les salaires : une évaluation de la réforme Fillon de 2003*
MATTHIEU BUNEL, FABRICE GILLES, YANNICK L'HORTY
août 2009
- N° 121** *Do Environmental-Related Standards Contribute to Successful Recruitment?*
GILLES GROLLEAU, NAOUFEL MZOUGH, SANJA PEKOVIC
août 2009
- N° 120** *Santé et pénibilité en fin de vie active : Une comparaison européenne*
CATHERINE POLLAK
juin 2009
- N° 119** *Expérimenter pour décider ? Le RSA en débat*
BERNARD GOMEL, EVELYNE SERVERIN
juin 2009
- N° 118** *Réformer les aides sociales locales dans le nouveau contexte du RSA*
DENIS ANNE, YANNICK L'HORTY
mai 2009
- N° 117** *Dépendance interentreprises et inégalités d'emploi : Hypothèses théoriques et tests empiriques*
CORINNE PERRAUDIN, HELOÏSE PETIT, NADINE THEVENOT, BRUNO TINEL, JULIE VALENTIN
mars 2009
- N° 116** *Mesurer la pauvreté et la ségrégation en Île-de-France : une approche capabiliste*
ÉLISABETH TOVAR
mars 2009