



HAL
open science

Mobilité résidentielle et emploi des immigrants d'origine africaine en France : une approche par calibration

Bruno Decreuse, Bruno Schmutz

► **To cite this version:**

Bruno Decreuse, Bruno Schmutz. Mobilité résidentielle et emploi des immigrants d'origine africaine en France : une approche par calibration. 2010. halshs-00481453

HAL Id: halshs-00481453

<https://shs.hal.science/halshs-00481453>

Preprint submitted on 6 May 2010

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

GREQAM

Groupement de Recherche en Economie
Quantitative d'Aix-Marseille - UMR-CNRS 6579
Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales
Universités d'Aix-Marseille II et III

Document de Travail
n°2010-10

MOBILITE RESIDENTIELLE ET EMPLOI DES IMMIGRES D'ORIGINE AFRICAINE EN FRANCE : UNE APPROCHE PAR CALIBRATION

Bruno DECREUSE
Benoît SCHMUTZ

Avril 2010

DT-GREQAM

Mobilité résidentielle et emploi des immigrés d'origine africaine en France : une approche par calibration*

Bruno Decreuse[†] Benoît Schmutz[‡]

Mars 2010

Résumé: Nous construisons et calibrons un modèle de transitions simultanées sur le marché du logement et le marché de l'emploi afin d'expliquer l'écart de taux de chômage et d'urbanisation entre les immigrés d'origine africaine et le reste de la population en France. Notre cadre d'analyse permet de distinguer l'effet des préférences géographiques propres à chacun des deux groupes des difficultés d'accès des immigrés d'origine africaine aux deux marchés. Nous avançons que près de 20% du différentiel de taux de chômage entre les deux groupes est lié aux préférences géographiques et au marché du logement, contre 80% pour le marché du travail.

Abstract: In France, immigrants of African origin are much more often unemployed than the rest of the population and a large part of the gap does not result in differences in individual and location observable characteristics. We argue here that, apart from labor market discrimination, another reason for this gap resides in that African immigrants form a less mobile workforce and they do not seize all the job opportunities that may arise far away from their current location. We calibrate a model of transitions which take place simultaneously on the labor and the housing market and where people receive some remote job offers which they can take if they move away. They will do so if they can (if they have received a housing offer in the new location) and if they want to, depending on their individual preference for a location or another. This framework allows us to disentangle the specific roles of ethnic-specific labor market access, housing market access and geographic preferences in the unemployment gap. We conclude that 20% of the gap may be explained

*Merci à Pierre-Philippe Combes, Morgane Laouénan et Alain Trannoy pour leurs commentaires. Ce travail a bénéficié d'une subvention de la DARES. Les auteurs sont seuls responsables des conclusions ici avancées.

[†]Greqam et Université de la Méditerranée. Greqam - 2, rue de la charité 13236 Marseille cedex 2. Tel: 04 91 14 07 22. E-mail: decrease@univmed.fr

[‡]Greqam et Université de la Méditerranée. Greqam - 2, rue de la charité 13236 Marseille cedex 2. E-mail: benoit.schmutz@gmail.com

by differences in housing market access and geographic preferences, against 80% for the labor market.

Mots-clés: Discrimination; Economie géographique; Marché du travail; Marché du logement

Keywords: Discrimination; Economic geography; Labor market; Housing market

1 Introduction

Le marché du travail français est marqué par un sous-emploi chronique. Les offres d'emploi y sont peu nombreuses et toute opportunité d'emploi perdue est donc très coûteuse en termes de risque de chômage additionnel. Dans ce contexte particulier, les immigrés d'origine africaine¹ sont affectés par un taux de chômage largement supérieur (plus de 10 points de pourcentage) à celui du reste de la population active. Ce constat perdure une fois prises en compte les différences des deux populations en termes de caractéristiques observables.² L'explication d'un tel écart est donc à chercher ailleurs, notamment dans le fait que les immigrés d'origine africaine sont beaucoup moins mobiles à l'échelle interrégionale (Bouvard et al, 2009b). Dans quelle mesure cette moindre mobilité affecte-t-elle les opportunités d'emploi des immigrés africains ? En retour, comment les difficultés des immigrés africains sur le marché du travail conditionnent-elles leurs opportunités résidentielles ? Nous proposons une méthode permettant de répondre simultanément à ces deux questions et de quantifier les rôles respectifs des contraintes pesant sur l'accès des immigrés africains au marché du travail et au marché du logement, ainsi que le rôle joué par les préférences géographiques propres à cette population.

Le Tableau 1 illustre la spécificité de la mobilité résidentielle des immigrés africains (qu'on appellera désormais "Africains"). Parmi les ménages ayant déménagé au moins une fois lors des quatre ans précédant l'enquête, les Africains sont 16 % moins susceptibles de déménager vers une agglomération de taille différente (colonne 1). Cette spécificité est due intégralement au fait qu'ils ne déménagent quasiment jamais vers une unité urbaine plus petite que celle dans laquelle ils résidaient au départ (colonne 2).

¹On considère la population de ménages dont la personne de référence est née en Afrique de nationalité non-française à la naissance ou est encore de nationalité africaine.

²Aeberhardt et al (2010) montrent que la moitié de l'écart de taux de chômage entre les individus dont les deux parents sont français et les individus dont un des parents au moins est africain n'est pas expliquée par des différences en termes de variables observables telles que l'âge, le sexe, le niveau d'études, l'expérience ou le lieu de résidence. En revanche, ces différences expliquent 95% de l'écart de rémunération entre ces deux populations, ce qui tend à montrer que, si discrimination il y a, celle-ci se traduit avant tout par une réduction de l'accès des immigrés de première et de deuxième génération d'origine africaine au marché du travail français.

Tableau 1 : déterminants de la mobilité résidentielle entre unités urbaines de tailles différentes parmi la population ayant déménagé

Dans les quatre ans précédant l'enquête, population ayant déménagé...	vers une autre TUU (1)	vers une TUU moins dense (2)	vers une TUU plus dense (3)
Africains	-0.163*** (0.041)	-0.177*** (0.014)	0.094*** (0.023)
Contrôles	X	X	X
TUU 4 ans avant l'enquête	X	X	X
N	18889	16274	14997
R ²	0.07	0.04	0.21

Echantillon : ménages dont la Personne de Référence (PR) est dans la population active à la date de l'enquête quatre ans avant, ayant déménagé au moins une fois au au cours des quatre années précédant l'enquête.

(2) exclut les ménages vivant initialement en milieu rural

(3) exclut les ménages vivant initialement en région parisienne

Contrôles: âge, genre et niveau d'études de la PR, taille du ménage

et nombre d'enfants du ménage, statut d'emploi de la PR 4 ans avant l'enquête

Effets marginaux d'un modèle probit

Significativité des coefficients : *** : 1%, ** : 5%, * : 10%

Les écarts-types sont clusterisés par TUU 4 ans avant l'enquête

Source : Insee, ENL 1996, 2002 and 2006

Afin de relier ces résultats à l'écart observé de taux de chômage entre Africains et non-Africains, nous calibrons un modèle structurel de recherche d'emploi où se mêlent les préférences géographiques, les opportunités économiques, et les possibilités de logement. Notre modèle repose sur l'hypothèse que les demandeurs d'emploi prospectent simultanément plusieurs bassins d'emplois, situés dans des zones géographiques différentes, et donc y compris hors de la zone de résidence. La probabilité de recevoir une offre d'emploi émanant d'un bassin d'emploi donné dépend des caractéristiques locales du marché du travail. Elle est cependant plus faible pour un individu qui ne réside pas dans le bassin d'emploi. La probabilité d'embauche dépend des probabilités de recevoir une offre d'emploi sur chaque bassin d'emploi, mais également, dans le cas où l'offre est située hors de la zone de résidence du demandeur, de la capacité du demandeur à obtenir un logement dans cette nouvelle zone ainsi que de son désir de s'installer dans cette nouvelle zone. Le moindre accès des Africains au marché du logement, qui peut, entre autres, être dû à des phénomènes de discrimination (Combes et al, 2010), peut alors expliquer pourquoi les immigrés africains ont peu tendance à "suivre les emplois".

Le modèle compte deux périodes et distingue deux groupes ethniques, les Africains et les non-Africains, deux états, l'emploi et le chômage et deux zones de résidence, les agglomérations de plus de 100 000 habitants ($TUU \geq 6$) et les autres. Nous limitons l'analyse à deux périodes car

les données dont nous disposons ne permettent pas d'identifier d'aller-retour entre l'emploi et le chômage, entre les zones denses et les zones qui le sont moins. Le modèle prédit des transitions entre les différents états et les différentes zones pour les deux groupes ethniques, transitions qui dépendent d'un paramètre mesurant l'efficacité de la recherche d'emploi dans la zone de non-résidence. Ces transitions théoriques sont ensuite confrontées aux transitions effectivement observées à partir de données du Recensement et de l'Enquête Nationale Logement. Nous considérons à cette fin un groupe d'Africains dont nous avons rapproché les caractéristiques des Français de naissance pour neutraliser les différences observables. Ces données nous permettent de calibrer les paramètres structurels du modèle, qui dépendent de l'ethnie, du statut d'emploi initial et de la zone de résidence à chaque période. Ces paramètres sont : la probabilité de recevoir une offre d'emploi, la probabilité d'obtenir un logement sachant que l'on a aussi reçu une offre d'emploi et la probabilité d'obtenir un logement sans avoir reçu simultanément d'offre d'emploi. Ils permettent de distinguer les imperfections sur le marché du logement des imperfections sur le marché du travail. Deux paramètres ne peuvent être identifiés et font donc l'objet de variantes pour apprécier la robustesse des résultats : il s'agit de l'intensité de recherche d'emploi hors de la zone de résidence, et de la variance de la distribution des préférences géographiques parmi les deux groupes démographiques.

Nous obtenons quatre résultats principaux. Premièrement, les différences ethniques de mobilité géographique sont davantage liées aux préférences géographiques intrinsèques et au fonctionnement du marché du logement qu'au fonctionnement du marché du travail. Une fois que l'on tient compte des caractéristiques des Africains, les probabilités d'obtention d'emploi des deux groupes ethniques sont relativement proches dans les deux zones, même si elles sont systématiquement en défaveur des Africains. Deuxièmement, les Africains ont relativement moins accès au logement lorsqu'ils disposent simultanément d'une proposition d'emploi. Ce constat est particulièrement exacerbé dans les petites agglomérations où la probabilité d'accès au logement conditionnellement à l'obtention d'un emploi est trois fois plus élevée pour les non-Africains que pour les Africains. Troisièmement, les Africains disposent d'une probabilité d'accès au logement sans emploi beaucoup plus forte dans les grandes villes que dans les petites. Cette probabilité est ainsi deux fois plus élevée pour les Africains que pour les non-Africains dans les grandes villes, alors qu'elle est sensiblement plus faible pour les Africains que pour les non-Africains dans les petites agglomérations. Enfin, bien que la mobilité géographique entre deux aires urbaines de tailles très différente soit un phénomène de faible ampleur sur un pas de temps de quatre ans, et bien que notre caractérisation de l'espace en deux zones opposées demeure assez sommaire, nous concluons que près de 20 % du différentiel de taux de chômage entre Africains et non-Africains sont imputables à l'espace. Ces 20 % résultent pour moitié de préférences géographiques spécifiques et pour moitié du fonctionnement du marché du logement. Le reste de l'écart, soit 80 %, est dû au différentiel de probabilité de recevoir une offre d'emploi dans les deux zones.

A notre connaissance, il s'agit de la première fois qu'une telle méthode est utilisée dans le but de rendre compte des spécificités de la localisation géographique et de la situation professionnelle de certains groupes de la population, comme les populations immigrées. Traditionnellement, la moindre performance des minorités ethniques sur le marché du travail est expliquée par deux facteurs principaux. D'une part, elles peuvent être victimes de différentes formes de discrimination sur le marché du travail, dont la présence a été récemment attestée dans le cas français (Bouvard et al, 2009a ; Duguet et al, 2007) ; d'autre part, elles peuvent souffrir d'une situation de méallocation spatiale (ou *spatial mismatch*) à l'échelle intra-urbaine, habitant souvent des quartiers éloignés des principaux pôles d'emploi de l'agglomération. De nombreux travaux ont mis en évidence l'impact de ce *spatial mismatch* sur le surchômage des minorités ethniques, impact également attesté dans le cas français (voir, par exemple, Gobillon et Selod, 2007). Cependant, rares sont les travaux qui prennent en compte le fait que la localisation résidentielle, même à l'échelle intra-urbaine, est très largement endogène aux performances sur le marché du travail. Dans un travail récent, Zenou et al (2010) résument toutes les difficultés propres à la quantification de cet impact et utilisent une expérience naturelle pour limiter les risques de biais. Cette approche pose néanmoins le problème de la portée des résultats décrits. Plutôt qu'une expérience naturelle, nous choisissons ici de calibrer un modèle structurel. Nos résultats, s'ils dépendent donc de la validité de nos hypothèses de modélisations, ont en revanche une portée plus générale, non confinée au contexte d'une expérience naturelle.

De façon plus générale, les travaux sur le *spatial mismatch* considèrent uniquement le problème de la localisation intra-urbaine des minorités et n'examinent pas les raisons de la répartition spécifique des minorités sur le territoire national. Dans le cas des Africains de France, cette répartition est pourtant trop singulière pour être ignorée (Bouvard et al, 2009a). La répartition géographique des immigrés a bien fait l'objet de travaux économétriques, mettant en avant les déterminants du choix de localisation des immigrés, déterminants liés aux caractéristiques individuelles, à la composition ethnique locale (Bartel, 1989), ou encore à l'offre locale de prestations sociales (Borjas, 1999) ou de logements sociaux (Verdugo, 2009). Cependant, ces travaux se sont concentrés sur le choix de localisation initiale des nouveaux immigrés et ont largement négligé les dynamiques de mobilité interrégionale qui modifieraient ensuite cette première répartition. A l'inverse, certains travaux ont cherché à mesurer les déterminants de la mobilité interrégionale, liés en particulier aux variations locales du niveau des salaires et du taux de chômage, mais, cette fois, sans plus distinguer les dynamiques propres aux ménages immigrés (Pissarides et Wadsworth, 1989). Enfin, si ces différents travaux économétriques ont un intérêt évident, ils négligent toutefois de considérer l'interaction entre le marché du travail et le marché du logement. La modélisation de cette interaction constitue pourtant une des frontières actuelles en économie du travail. Par exemple, Rupert et Wasmer (2009) ont récemment proposé une nouvelle explication au différentiel de chômage entre Etats-Unis et Europe, explication qui repose

en partie sur le plus haut niveau de frictions sur le marché du logement observé en Europe. Le cadre théorique que nous proposons ici a pour ambition de considérer les interactions entre les deux marchés.

Nous procédons en trois temps. Nous présentons d’abord un modèle des transitions individuelles entre deux zones géographiques, grandes et petites villes, et deux statuts professionnels, emploi et chômage. Nous calibrons ensuite ce modèle sur les données du Recensement et de l’Enquête Nationale Logement. Enfin, nous utilisons les valeurs obtenues pour évaluer l’impact des différents paramètres du modèle sur le taux de chômage et la répartition géographique des immigrés africains.

2 Cadre théorique

2.1 Le modèle

On s’intéresse à la mobilité résidentielle et professionnelle de deux groupes d’individus. Le modèle comprend deux périodes, durant lesquelles on observe la localisation géographique et le statut d’emploi d’individus qui sont définis par cinq caractéristiques : leur ethnie $i \in \{A, N\}$ selon qu’ils sont d’origine africaine ($i = A$) ou non, leur localisation initiale $j \in \{1, 2\}$ selon qu’ils résidaient en $t - 1$ dans une grande agglomération ($j = 2$) ou non, leur statut initial d’activité $f \in \{u, e\}$ selon qu’ils étaient au chômage ($f = u$) ou non en $t - 1$, leur localisation actuelle $k \in \{1, 2\}$ et leur statut actuel d’activité.

Nous considérons un modèle d’utilité aléatoire (Hausman et Wise, 1978) où un individu de l’ethnie i actuellement situé en k obtient l’utilité

$$V_k^i = \ln y_k^i + d_k^i \quad (1)$$

où y_k^i est le revenu moyen des individus de type i vivant en k , qui vaut :

$$y_k^i = \begin{cases} w_k^i & \text{si l'individu est actuellement employé} \\ b_k^i & \text{si l'individu est actuellement au chômage}^3 \end{cases}$$

et d_k^i est une variable de confort pour l’ethnie i dans la zone k . Dans la suite de ce travail, on suppose que d_k^i est distribuée selon une loi normale de paramètres μ_k^i et σ_k^i . Par conséquent, la variable $d_1^i - d_2^i$ est également distribuée selon une loi normale de paramètres μ_{12}^i et σ_{12}^i . Ces paramètres dépendent de i , ce qui permet de tenir compte de biais ethniques dans les choix de localisation.

Tout individu prospecte un emploi simultanément sur les deux zones. L’efficacité de la recherche d’emploi est unitaire dans la zone de résidence, et elle vaut $\alpha \in [0, 1]$ hors de la zone de résidence. La probabilité d’une offre d’emploi par unité de recherche d’emploi dépend de la zone de recherche k , de l’ethnie i et du statut initial f . Cette probabilité est notée $p_k^{i,f}$. Par

définition, un individu vivant en j a donc une probabilité $p_j^{i,f}$ de recevoir une offre en j et une probabilité $\alpha p_{-j}^{i,f}$ de recevoir une offre d'emploi dans l'autre zone.

La probabilité d'accès au logement vaut 1 dans le cas d'un individu qui ne change pas de zone de résidence entre les deux périodes. On suppose que les individus immobiles sont assurés de conserver leur logement, quelque soit leur situation actuelle d'emploi. Cette hypothèse est forte, étant donné qu'un locataire qui perd son emploi et se met en situation d'impayé de loyer court le risque d'une expulsion. Cependant, cette expulsion prend du temps en France, où la loi protège fortement les locataires (Rupert et Wasmer, 2009). D'autre part, notre caractérisation de l'espace suppose uniquement que les individus soient assurés de bénéficier d'un logement dans la même zone, et non pas forcément du même logement. Si l'on néglige le cas des spirales de précarisation menant à la perte de la possibilité même d'obtenir un logement, cette hypothèse n'est donc pas irréaliste.

La probabilité d'obtenir un logement dans l'autre zone dépend quant à elle de l'ethnie, de la zone de prospection, du statut initial, et de l'obtention d'un emploi dans cette nouvelle zone. On note ainsi $s_k^{i,f}$ la probabilité d'accès au logement si on a reçu une proposition d'emploi dans la zone k et $x_k^{i,f}$ dans le cas contraire.

On peut écrire l'espérance d'utilité d'un individu de type i initialement localisé en j en fonction de son statut initial $f \in \{e, u\}$:

$$\begin{aligned}
U_j^{i,f} &= p_j^{i,f} \left(1 - \alpha p_{-j}^{i,f}\right) \left\{ x_{-j}^{i,f} \max \langle V_j^i(w_j^i), V_{-j}^i(b_{-j}^i) \rangle + \left(1 - x_{-j}^{i,f}\right) V_j^i(w_j^i) \right\} \\
&+ p_j^{i,f} \alpha p_{-j}^{i,f} \left\{ s_{-j}^{i,f} \max \langle V_j^i(w_j^i), V_{-j}^i(w_{-j}^i) \rangle + \left(1 - s_{-j}^{i,f}\right) V_j^i(w_j^i) \right\} \\
&+ \left(1 - p_j^{i,f}\right) \left(1 - \alpha p_{-j}^{i,f}\right) \left\{ x_{-j}^{i,f} \max \langle V_j^i(b_j^i), V_{-j}^i(b_{-j}^i) \rangle + \left(1 - x_{-j}^{i,f}\right) V_j^i(b_j^i) \right\} \\
&+ \left(1 - p_j^{i,f}\right) \alpha p_{-j}^{i,f} \left\{ s_{-j}^{i,f} \max \langle V_j^i(b_j^i), V_{-j}^i(w_{-j}^i) \rangle + \left(1 - s_{-j}^{i,f}\right) V_j^i(b_j^i) \right\}
\end{aligned} \tag{2}$$

2.2 Répartition de la population

On considère le groupe d'individus d'ethnie i , de statut initial d'emploi f et situés initialement dans la zone j . On note $n_j^{i,f}$ l'effectif total de ce groupe, après normalisation de la population totale de chaque ethnie à 1. A la période suivante, ces individus peuvent avoir changé de statut d'emploi et de localisation. Ils constituent donc désormais quatre groupes différents. Sachant que le quatrième s'obtient par soustraction des autres, on considère seulement trois de ces quatre groupes. On note $l_{jj}^{i,f}$ l'effectif du groupe formé par les individus qui sont restés dans la zone j et qui y ont aujourd'hui un emploi. Réciproquement, $l_{j-j}^{i,f}$ représente l'effectif du groupe formé par les individus qui ont quitté la zone j et qui ont aujourd'hui un emploi dans la zone $-j$. Enfin, $u_{j-k}^{i,f}$ représente l'effectif du groupe formé par les individus qui ont quitté la zone j et sont aujourd'hui au chômage dans la zone $-j$. On ne considère pas les individus au chômage qui n'ont pas changé de zone.

On utilise ensuite les proportions empiriques de ces différents groupes, qui permettent de déterminer les expressions suivantes. Tout d'abord, la probabilité d'emploi dans la zone initiale de résidence est définie par :

$$\frac{l_{jj}^{i,f}}{n_j^{i,f}} = p_j^{i,f} \left[\begin{aligned} & \left(1 - \alpha p_{-j}^{i,f} \right) \left\{ x_{-j}^{i,f} \Pr \left[V_j^i \left(w_{-j}^i \right) \geq V_{-j}^i \left(b_{-j}^i \right) \right] + \left(1 - x_{-j}^{i,f} \right) \right\} \\ & + \alpha p_{-j}^{i,f} \left\{ s_{-j}^{i,f} \Pr \left[V_j^i \left(w_{-j}^i \right) \geq V_{-j}^i \left(w_{-j}^i \right) \right] + \left(1 - s_{-j}^{i,f} \right) \right\} \end{aligned} \right] \quad (3)$$

La probabilité d'un déménagement avec emploi est définie par :

$$\frac{l_{j-j}^{i,f}}{n_j^{i,f}} = \alpha p_{-j}^{i,f} s_{-j}^{i,f} \left\{ \begin{aligned} & p_j^{i,f} \Pr \left[V_j^i \left(w_{-j}^i \right) < V_{-j}^i \left(w_{-j}^i \right) \right] \\ & + \left(1 - p_j^{i,f} \right) \Pr \left[V_j^i \left(b_{-j}^i \right) < V_{-j}^i \left(w_{-j}^i \right) \right] \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

Quant à la probabilité d'un déménagement sans emploi, elle est définie par :

$$\frac{u_{j-j}^{i,f}}{n_j^{i,f}} = x_{-j}^{i,f} \left\{ \begin{aligned} & p_j^{i,f} \left(1 - \alpha p_{-j}^{i,f} \right) \Pr \left[V_j^i \left(w_{-j}^i \right) < V_{-j}^i \left(b_{-j}^i \right) \right] \\ & + \left(1 - p_j^{i,f} \right) \left(1 - \alpha p_{-j}^{i,f} \right) \Pr \left[V_j^i \left(b_{-j}^i \right) < V_{-j}^i \left(b_{-j}^i \right) \right] \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

Cela donne quatre systèmes indépendants (pour chaque paire $\{i, f\}$) de six équations. On obtient leur solution $\{x_j^{i,f}, x_{-j}^{i,f}, s_j^{i,f}, s_{-j}^{i,f}, p_j^{i,f}, p_{-j}^{i,f}\}$ qui dépend du paramètre α d'efficacité de la recherche d'emploi hors de la zone. On utilise les différentes bases de données à notre disposition afin de donner des valeurs numériques aux probabilités $\Pr \left[V_j^i \left(y_j^i \right) \geq V_{-j}^i \left(y_{-j}^i \right) \right]$ et aux proportions empiriques $l_{jk}^{i,f}/n_j^{i,f}$ et $u_{j-j}^{i,f}/n_j^{i,f}$, puis de représenter l'ensemble de ces solutions en fonction de α .

3 Calibration du modèle

3.1 Données

Pour calculer les probabilités $x_j^{i,f}$, $s_j^{i,f}$ et $p_j^{i,f}$, il faut connaître les taux de transition $l_{jk}^{i,f}/n_j^{i,f}$ et $u_{j-k}^{i,f}/n_j^{i,f}$ ainsi que les probabilités $\Pr \left[V_j^i \left(y_j^i \right) < V_{-j}^i \left(y_{-j}^i \right) \right]$. La fonction d'utilité instantanée dépend du revenu et de la localisation. Le revenu dépend lui-même à la fois de l'ethnie, de la zone de résidence, et du statut d'activité des actifs du ménage. On utilise les données de l'Enquête Logement (ENL) pour comparer les revenus moyens, par zone, des non-Africains et des Africains. On utilise les trois dernières vagues (1996, 2002 et 2006) de l'ENL, corrigées pour l'inflation, afin d'augmenter le nombre d'observations.

L'ENL est une enquête en coupe transversale qui comporte une dimension de panel car les personnes interrogées sont questionnées précisément sur leur situation familiale, professionnelle et immobilière quatre ans auparavant. L'échantillon est donc restreint aux ménages dont la Personne de Référence (PR) était soit au chômage, soit employée en $t - 1$, mais également soit au chômage, soit employée en t . Malgré son intérêt sur de nombreux sujets, on utilise ici l'ENL faute de mieux : en France, on ne dispose pas d'un panel long renseignant à la fois le statut

d’occupation, la localisation et l’origine des individus, avec suffisamment d’observations pour isoler un groupe représentatif d’immigrés africains. L’Enquête Emploi ne peut pas être utilisée car les individus interrogés ne sont pas suivis sur un pas de temps assez long (18 mois) pour observer suffisamment de déménagements interrégionaux. Quant au Recensement, il comporte également une dimension rétrospective mais celle-ci n’inclut pas d’informations sur la situation d’emploi des ménages lors du Recensement précédent, ce qui empêche de l’utiliser comme source alternative de calcul des taux de transitions.

Le défaut principal de l’ENL qu’on utilise est que les taux de chômage en t y sont systématiquement supérieurs aux taux de chômage en $t - 1$: 9 % contre 4 % en 1996, 8 % contre 5 % et 2002 et 7 % contre 4 % en 2006 Cette différence ne reflète aucune tendance macroéconomique au cours de la décennie 1996-2006. Elle est imputable à trois problèmes. Tout d’abord, un problème de construction, dû au fait que l’on ne considère pas exactement les mêmes populations, notamment en ce qui concerne leur avancement dans la carrière ; ensuite, un problème d’attrition : on enlève de l’échantillon les individus qui se sont auto-sélectionnés hors de la population active, ce qui est plus susceptible d’arriver à des chômeurs. Enfin, l’utilisation de données déclaratives pose la question de leur fiabilité, en particulier lorsque les individus sont interrogés sur une situation antérieure, assez éloignée dans le temps, comme c’est le cas de l’ENL. L’importance de ce biais mémoriel -biais qui peut être aggravé par des différences de formulation entre la question rétrospective et la question sur la situation actuelle- a d’ailleurs été utilisée comme indicatrice du niveau de gravité subjective des expériences de chômage (Akerlof et Yellen, 1985). Comme l’indique le Tableau A1 (en Annexe), l’écart entre ces taux est plus élevé pour les Africains en 2002-2006, tandis qu’il est plus élevé pour les non-Africains en 1996-2002. Si les données que nous utilisons induisent un biais, nous faisons donc l’hypothèse que ce biais agit comme une erreur de mesure aléatoire et qu’il n’est pas systématiquement corrélé à l’origine des individus.

3.2 Distribution des préférences géographiques

Les probabilités s’écrivent toutes de la façon suivante :

$$\Pr [V_j^i (y_j^i) \geq V_{-j}^i (y_{-j}^i)] = \Pr \left[\ln \frac{y_j^i}{y_{-j}^i} \geq d_{-j}^i - d_j^i \right] \quad (6)$$

On considère que la variable aléatoire $d_{-j}^i - d_j^i$ suit une distribution normale $N \left(\mu_{(-j)j}^i, \sigma_{(-j)j}^i \right)$. Comme on s’intéresse moins à la variabilité interne à chaque ethnie qu’aux différences moyennes entre ethnies, on fait l’hypothèse⁴ que $\sigma_{(-j)j}^i = 1$ pour tout i, j . On calibre $\mu_{(-j)j}^i$ en mesurant la localisation résidentielle des ménages retraités. L’intérêt de cette population vient du fait

⁴On peut supposer que les Africains, plus contraints, ont des préférences géographiques plus homogènes. On relâchera donc cette hypothèse en conclusion de la section 4.

que les considérations professionnelles n'affectent plus la décision de localisation, car les opportunités de revenu d'un retraité sont les mêmes à travers le territoire. On fait donc l'hypothèse que la répartition de cette population sur le territoire constitue une bonne approximation de la répartition des préférences géographiques intrinsèques des deux ethnies :

$$\Pr [\text{Retraité d'ethnie } i \text{ réside en zone } j] = \Pr [d_{-j}^i - d_j^i \leq 0] \quad (7)$$

On néglige ici les différences d'offre de logement entre les zones, bien que ces différences affectent les revenus nets effectivement disponibles. On néglige également une spécificité de la stratégie résidentielle de nombreux ménages immigrés parvenus à l'âge de la retraite, qui consiste fréquemment en une résidence alternée entre leur pays d'origine et la France (de Coulon et Wolff, 2006). On considère en fait le passage à la retraite comme une forme d'expérience naturelle. Comme le notent Gobillon et Wolff (2009), plus de 30 % des retraités indiquent avoir déménagé suite à leur passage en retraite, et, parmi eux, plus de 40 % ont déménagé vers une autre région. Si l'on fait l'hypothèse que ce choc résidentiel majeur que constitue la retraite affecte également les retraités Africains et les retraités non-Africains, on peut considérer que la répartition géographique de ces deux groupes suite à ce choc donne une mesure de leur attachement à telle localisation plutôt qu'à telle autre, si ce n'est en termes absolus, du moins relativement à l'autre groupe.

Le territoire français est partitionné en deux zones : la zone 1 correspond aux classes 0 à 5 de la variable de TUU de l'Insee (commune rurale ou commune urbaine de moins de 100 000 habitants), et la zone 2 correspond aux agglomérations de plus de 100 000 habitants. Ce partage est celui qui permet le mieux de diviser la population des non-Africains en deux parties presque égales. Pour chaque ethnie, on s'intéresse à la loi de $d_1^i - d_2^i$, dont la fonction de répartition donne la probabilité de résider en zone 2. Ces valeurs correspondent à la proportion d'individus résidant dans les grandes villes pour ces deux populations. L'examen du RGP 1990 montre qu'environ 75 % des retraités africains résident en zone 2, tandis que cela n'est le cas que de 35 % des retraités d'origine non-africaine. Ce résultat nous paraît suffisamment robuste⁵ pour être utilisé dans la calibration. On obtient ainsi $\mu_{12}^A = -0.675$ et $\mu_{12}^N = 0.385$. Les distributions sont représentées par la Figure 1, qui met en évidence le caractère ethnique des préférences géographiques.

⁵Nous avons calculé ces proportions en excluant la population de retraités logés gratuitement ou en HLM. Les proportions étaient identiques. Nous avons également considéré un groupe contrefactuel de retraités français dont les caractéristiques d'âge, de niveau d'études et de taille du ménage étaient rapprochées de celles des retraités d'origine africaine. Cette pondération ne fait pas non plus augmenter la proportion de retraités français dans les grandes villes, qui aurait même plutôt tendance à diminuer (34%).

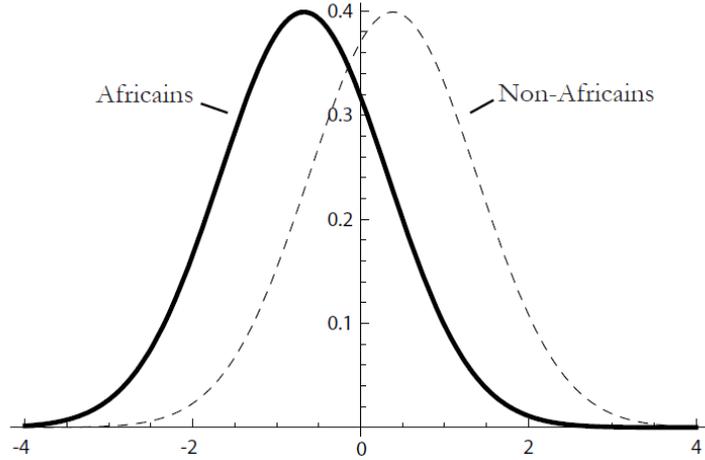


Fig.1 : Distribution des préférences géographiques entre petite et grande agglomération selon le groupe ethnique. La Figure représente la densité de la variable aléatoire $d_1^i - d_2^i$ pour les groupes ethniques $i = A, F$. Source : RGP 1990

3.3 Calibration des niveaux d'utilité

Dans la suite de ce travail, on considère un groupe de ménages non-Africains dits "contrôlés". Les non-Africains contrôlés constituent un groupe contrefactuel dont les caractéristiques en termes d'âge et de diplôme de la Personne de Référence, ainsi que de taille et de nombre d'enfants du ménage, sont rapprochées de celles des Africains.⁶ Le Tableau 2 présente les revenus annuels par unité de consommation du ménage type de chaque groupe pour les deux zones géographiques.

On détaille ensuite les quatre alternatives possibles : quand un travailleur considère un emploi dans l'autre zone, quand un chômeur considère un emploi dans l'autre zone, quand un chômeur considère l'éventualité de déménager sans avoir trouvé d'emploi dans l'autre zone, et quand un travailleur considère l'éventualité de déménager sans avoir trouvé d'emploi dans l'autre zone. Pour chaque couple (i, j) , on doit donc calculer les quatre valeurs seuils : $\ln(w_j^i/w_{-j}^i)$, $\ln(b_j^i/w_{-j}^i)$, $\ln(w_j^i/b_{-j}^i)$, $\ln(b_j^i/b_{-j}^i)$. La formule 6 et le Tableau 2 permettent de calculer les probabilités $\Pr[V_j^i(y_j^i) \geq V_{-j}^i(y_{-j}^i)]$, données dans le Tableau 3.

⁶On constitue une grille prenant en compte ces quatre critères et on pondère les observations de non-Africains en fonction du nombre de ménages Africains correspondant à chaque case de la grille.

Tableau 2 : Revenus moyens par zone géographique,
ethnie et statut d'activité

	non-Africains contrôlés		Africains	
	Zone 1	Zone 2	Zone 1	Zone 2
PR en emploi				
	17532	21398	12595	14470
Prime de densité	22%		15%	
PR au chômage				
	9421	10928	6144	7379
Prime de densité	16%		20%	

Lecture : Entre 1996 et 2006, un ménage résidant dans une grande unité urbaine et dont la PR est d'origine africaine et est employée bénéficie d'un revenu annuel moyen par unité de consommation de 14 470 euros de 2006

non-Africains contrôlés : groupe contrefactuel dont les caractéristiques caractéristiques sont rapprochées de celles des africains (âge et niveau d'études de la PR, taille et nombre d'enfants du ménage)

Zone 1: TUU 0 à 5 - Zone 2 : TUU 6 à 8

Source : Insee, ENL 1996, 2002 et 2006

Tableau 3 : Probabilité de préférer la situation
en colonne à la situation en ligne

Africains	en emploi	en emploi	Chômeur	Chômeur
	en Zone 1	en Zone 2	en Zone 1	en Zone 2
en emploi en 1		0.792		0.556
en emploi en 2	0.208		0.063	
Chômeur en 1		0.937		0.805
Chômeur en 2	0.444		0.195	

non-Africains contrôlés	en emploi	en emploi	Chômeur	Chômeur
	en Zone 1	en Zone 2	en Zone 1	en Zone 2
en emploi en 1		0.426		0.195
en emploi en 2	0.574		0.332	
Chômeur en 1		0.668		0.407
Chômeur en 2	0.805		0.593	

non-Africains contrôlés : voir Tableau 2

Lecture : 20.8% des ménages africains préfèrent être en emploi dans une petite agglomération plutôt que dans une grande, contre 57.4% des ménages non-Africains

Source : Insee, ENL, 1996, 2002 et 2006

Le Tableau 3 singularise le biais géographique des Africains en faveur des grandes villes. Ainsi, nos calculs indiquent que 56 % des individus d'origine africaine préfèrent être au chômage

dans une grande ville plutôt que de travailler dans une petite agglomération ou en milieu rural. Les non-Africains ne sont que 20 % dans ce cas de figure. Ce résultat est d'autant plus spectaculaire qu'on parle ici de localisation désirée, c'est-à-dire sans prise en compte des imperfections du marché du logement. Ces imperfections sont elles-mêmes susceptibles de renforcer la tendance africaine à éviter les petites agglomérations.

3.4 Taux de transition

Bien que les effectifs d'Africains demeurent limités (cf. Tableau 4), on les utilise pour calculer les taux de transition $l_{jk}^{i,f}/n_j^{i,f}$ et $u_{jk}^{i,f}/n_j^{i,f}$ requis pour la résolution des systèmes (3), (4), et (5).

Tableau 4 : Taux de transition et effectifs

Population employée en (t - 1)				Population au chômage en (t - 1)			
$n_1^{A,e}$	$n_1^{N,e}$	$n_2^{A,e}$	$n_2^{N,e}$	$n_1^{A,u}$	$n_1^{N,u}$	$n_2^{A,u}$	$n_2^{N,u}$
486	25893	2296	24345	67	1303	397	1291
$l_{11}^{A,e}/n_1^{A,e}$	$l_{11}^{N,e}/n_1^{N,e}$	$l_{12}^{A,e}/n_1^{A,e}$	$l_{12}^{N,e}/n_1^{N,e}$	$l_{11}^{A,u}/n_1^{A,u}$	$l_{11}^{N,u}/n_1^{N,u}$	$l_{12}^{A,u}/n_1^{A,u}$	$l_{12}^{N,u}/n_1^{N,u}$
0.839	0.925	0.021	0.031	0.422	0.456	0.018	0.03
$l_{22}^{A,e}/n_2^{A,e}$	$l_{22}^{N,e}/n_2^{N,e}$	$l_{21}^{A,e}/n_2^{A,e}$	$l_{21}^{N,e}/n_2^{N,e}$	$l_{22}^{A,u}/n_2^{A,u}$	$l_{22}^{N,u}/n_2^{N,u}$	$l_{21}^{A,u}/n_2^{A,u}$	$l_{21}^{N,u}/n_2^{N,u}$
0.832	0.867	0.017	0.078	0.409	0.446	0.005	0.026
$u_{12}^{A,e}/n_1^{A,e}$	$u_{12}^{N,e}/n_1^{N,e}$	$u_{21}^{A,e}/n_2^{A,e}$	$u_{21}^{N,e}/n_2^{N,e}$	$u_{12}^{A,u}/n_1^{A,u}$	$u_{12}^{N,u}/n_1^{N,u}$	$u_{21}^{A,u}/n_2^{A,u}$	$u_{21}^{N,u}/n_2^{N,u}$
0.015	0.002	0.002	0.004	0.039	0.013	0.001	0.011

Les proportions empiriques pour les non-Africains sont calculées sur le même groupe contrefactuel que précédemment (cf. Tableau 2)

Lecture : la première cellule en haut à gauche indique que 79.3% des Africains en emploi dans une petite agglomération en (t - 1) sont encore employés dans une petite agglomération en t.

Source : Insee, ENL 1996, 2002 et 2006

Ces proportions empiriques permettent de calculer les valeurs des différentes probabilités d'obtention d'un logement en fonction du paramètre α , ainsi que les probabilités de recevoir une offre d'emploi.

3.5 Probabilités d'obtenir une offre d'emploi et de logement

Les Figures 2 à 4 illustrent graphiquement ces probabilités, en distinguant la population employée en période précédente (Figure 2) et la population au chômage en période précédente (Figure 3). La Figure 4 présente une comparaison synthétique de ces différentes probabilités, par ethnie et par statut d'activité initial.

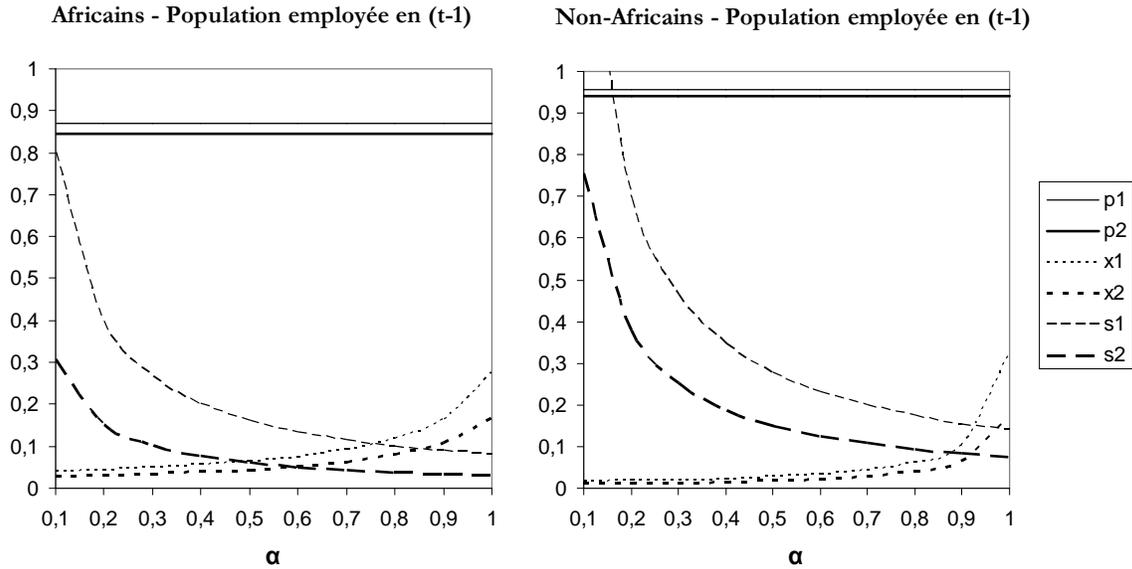


Fig.2 : Probabilités d’offre d’emploi et de logement pour la population employée en $t - 1$ en fonction de l’efficacité de la recherche d’emploi dans la zone de non-résidence. La Figure représente pour les employés Africains et Non-Africains en $t - 1$ les probabilités d’accès au logement dans les zones 1 et 2 selon que l’on obtient simultanément un emploi (variables x_1 et x_2) ou non (variables s_1 et s_2). On représente également les probabilités de réception d’une offre d’emploi dans chaque zone (variables p_1 et p_2). Source : Insee, ENL 1996, 2002 et 2006 ; RGP 1990.

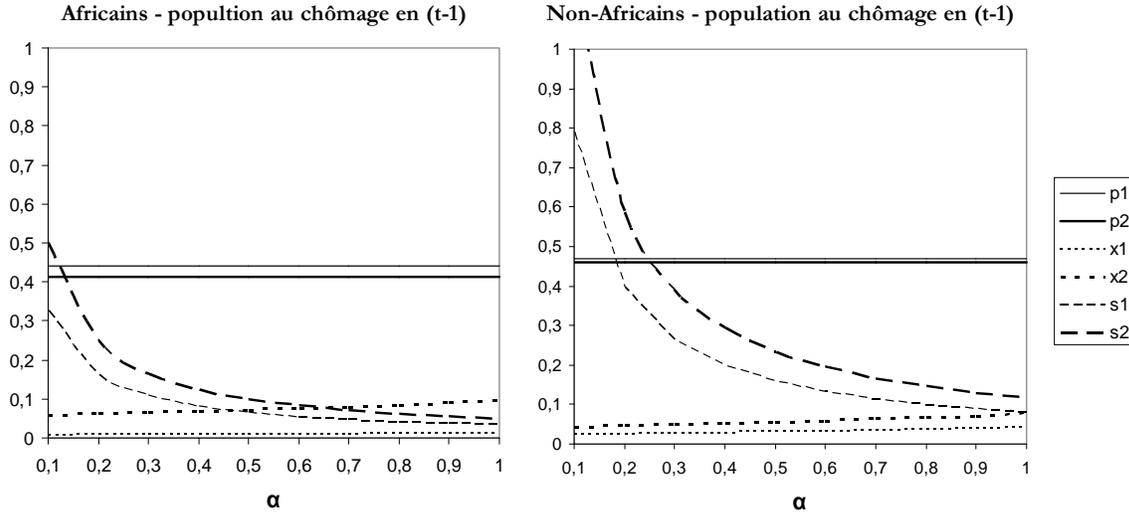


Fig.3 : Probabilités d’offre d’emploi et de logement pour la population au chômage en $t - 1$ en fonction de l’efficacité de la recherche d’emploi dans la zone de non-résidence. La Figure représente pour les chômeurs Africains et Non-Africains en $t - 1$ les probabilités d’accès au logement dans les zones 1 et 2 selon que l’on obtient simultanément un emploi (variables x_1 et x_2) ou non (variables s_1 et s_2). On représente également les probabilités de réception d’une offre d’emploi dans chaque zone (variables p_1 et p_2). Source : Insee, ENL 1996, 2002 et 2006 ; RGP 1990.

Discutons d’abord le rôle joué par le paramètre α d’efficacité de la recherche d’emploi dans la zone de non-résidence. À transition donnée entre deux zones géographiques, un paramètre faible signifie qu’il est difficile d’obtenir un emploi dans la zone de non-résidence, et donc que les transitions observées s’expliquent d’abord par une probabilité élevée d’accès au logement lors d’une mobilité professionnelle. Inversement, un paramètre fort signifie qu’il est facile d’obtenir un emploi dans l’autre zone géographique, et donc que le marché du logement vient limiter la mobilité professionnelle au travers de probabilités d’accès au logement plus faibles. C’est pourquoi les courbes s_1 et s_2 sont systématiquement décroissantes avec α . Par ailleurs, à transition donnée entre chômage et emploi, un paramètre faible tend à minorer les taux d’emploi prédits par le modèle, ce qu’il est nécessaire de compenser par une difficulté exacerbée d’accès au logement sans obtention d’emploi dans la zone de non-résidence. Cette nécessité diminue avec le paramètre α , de sorte que les probabilités x_1 et x_2 sont croissantes dans les six graphiques.

Les principales différences entre Africains et non-Africains ne concernent pas la probabilité d’obtenir un emploi, mais celle d’obtenir un logement. La Figure 4 compare ces probabilités d’obtention d’un logement entre les deux ethnies. On y observe plusieurs phénomènes frappants. Tout d’abord, quel que soit le statut d’activité initial, les non-Africains (contrôlés) qui ont trouvé

un emploi hors de leur zone de résidence ont deux fois plus de chances d’y trouver également un logement que les Africains dans la même situation. Ce résultat est encore plus spectaculaire pour la population au chômage en $t - 1$, où l’écart est quasiment de un à trois vers les petites agglomérations (courbe $s1N/s1A$).

En revanche, les probabilités d’obtenir un logement hors de sa zone de résidence sans y avoir trouvé d’emploi sont moins systématiquement en défaveur des Africains. Ce constat d’ensemble masque une hétérogénéité géographique. Ainsi, quel que soit leur statut d’activité initial, les chômeurs d’origine africaine ont près de deux fois plus de chances d’obtenir un logement dans une grande agglomération (courbe $x2N/x2A$) que leurs homologues non-Africains (contrôlés). Le rapport s’inverse pour les petites agglomérations, en particulier pour les individus initialement chômeurs. Nous avançons deux interprétations complémentaires. D’une part, les logements offerts aux populations au chômage dans les grandes agglomérations sont plus souvent refusés par les non-Africains au chômage que par les Africains au chômage, du fait des caractéristiques urbanistiques et démographiques de ce parc de logements. Si l’on considère qu’une partie de la population de non-Africains est sujette à des préjugés qui la rendent réticente à emménager auprès d’un voisin Africain (Combes et al, 2010), on peut imaginer que la forte proportion de ménages Africains résidant déjà dans ce parc diminue la probabilité que des ménages non-Africains acceptent de s’y installer. D’autre part, et pour des raisons symétriques des précédentes, les Africains sont probablement peu réticents à entrer dans le logement social. Ces interprétations paraissent d’autant plus vraisemblables que les Figures 2 et 3 montrent que la probabilité d’accès au logement sans emploi est plus forte pour les Africains dans les grandes villes que dans les petites, alors que l’inverse prévaut pour les non-Africains. Pour les grandes villes, les Africains disposent même de probabilités d’accès au logement qui sont fréquemment plus élevées sans emploi qu’avec emploi.

Les chômeurs d’origine africaine éprouvent davantage de difficultés que les autres à s’installer dans une petite agglomération, ce qui reflète peut-être le fait que ces populations ne possèdent pas les réseaux sociaux nécessaires pour parvenir à obtenir un logement (patrimoine familial, par exemple), tandis qu’elles ne peuvent pas non plus compter sur un marché HLM plus restreint, éventuellement aussi plus concurrentiel entre les différentes ethnies.

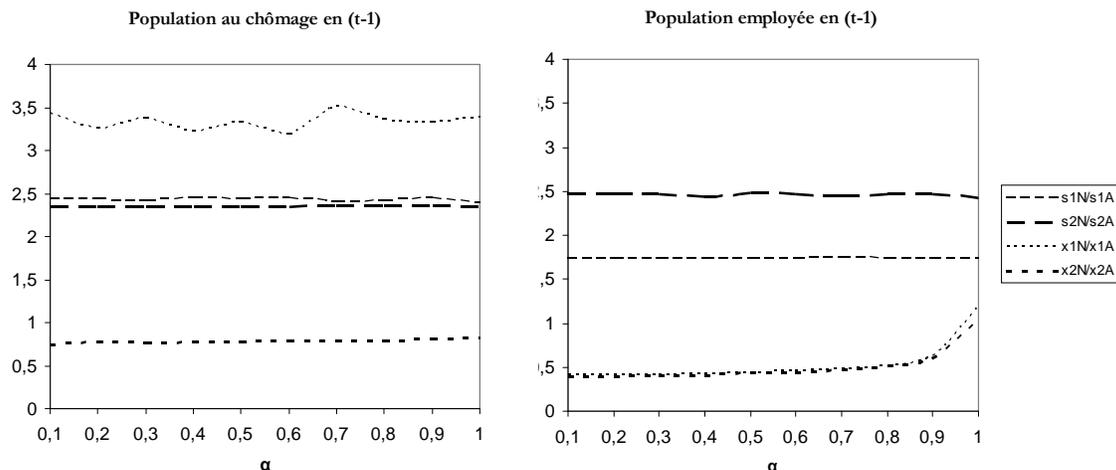


Fig.4 : Probabilités relatives d'accès au logement en fonction de la zone géographique et du statut d'activité. La Figure représente pour les chômeurs et les employés en $t - 1$ le ratio des probabilités d'accès au logement entre Africains et Non-Africains dans les zones 1 et 2 selon que l'on obtient simultanément un emploi (variables $x1N/x1A$ et $x2N/x2A$) ou non (variables $s1N/s1A$ et $s2N/s2A$). Source : Insee, ENL 1996, 2002 et 2006 ; RGP 1990.

4 Impact des paramètres structurels du modèle

Dans cette section, on utilise la calibration de notre modèle pour comprendre les différences de taux de chômage et de localisation entre les deux groupes ethniques. Nous procédons en deux temps. D'abord, nous examinons les différentiels de chômage et de localisation sur la période ayant servi à la calibration. Ensuite, nous analysons les taux de chômage et les localisations de long terme qui résulteraient des différentes transitions calculées si celles-ci se prolongeaient indéfiniment.

4.1 Court terme

4.1.1 Décomposition du différentiel de taux de chômage

On cherche à décomposer le différentiel de taux de chômage entre non-Africains et Africains. Pour ce faire, on évalue le taux de chômage d'un groupe de non-Africains dont les caractéristiques sont rapprochées du groupe d'Africains.

D'après l'ENL, les taux de chômage bruts sont de 20.1 % pour les Africains et de 7.1 % pour les non-Africains. On prend en compte les différences de caractéristiques observables entre les deux populations de la même façon que précédemment, en constituant une grille de croisement

de quatre caractéristiques et en pondérant l'échantillon de non-Africains en fonction de l'effectif des Africains dans chaque case de cette grille (cf. Tableau 2). Cependant, cette pondération ne réduit pas l'écart de taux de chômage⁷ et cette analyse agrégée confirme donc, en l'amplifiant, le résultat formulé dans Aeberhardt et al (2010) selon lequel les caractéristiques individuelles n'expliquent que très peu le différentiel de taux de chômage. Les performances des Africains sur le marché du travail dépendent donc d'autres paramètres : leur localisation, leur adéquation avec le marché du travail local et leur capacité à trouver un logement dans les différentes localisations. Afin de quantifier le rôle de ces paramètres dans ce différentiel, on exprime le taux de chômage U^i dans l'ethnie i en fonction des formules précédentes. Cela permet de distinguer l'effet des paramètres p , x et s , d'une part, et d'autre part les effets d'hystérèse liés à la situation initiale, que ce soit en termes de localisation ou d'activité. On note θ_j^i la proportion de la population i initialement localisée en zone j et v_j^i le taux de chômage au sein de cette population initiale. On note N^i l'effectif total, stable dans le temps, de la population d'ethnie i . On peut écrire le taux de chômage global actuel de chaque ethnie ainsi :

$$U^i = \sum_{\substack{f=e,u \\ j=1,2}} \left(u_{jj}^{i,f} + u_{j-j}^{i,f} \right) = \sum_{j=1,2} \theta_j^i \left\{ v_j^i \left[1 - \frac{l_{jj}^{i,u}}{n_j^{i,u}} - \frac{l_{j-j}^{i,u}}{n_j^{i,u}} \right] + (1 - v_j^i) \left[1 - \frac{l_{jj}^{i,e}}{n_j^{i,e}} - \frac{l_{j-j}^{i,e}}{n_j^{i,e}} \right] \right\} \quad (8)$$

En remplaçant les proportions $l_{jj}^{i,u}/n_j^{i,u}$, $l_{j-j}^{i,u}/n_j^{i,u}$, $l_{jj}^{i,e}/n_j^{i,e}$ et $l_{j-j}^{i,e}/n_j^{i,e}$ par leurs expressions données dans les systèmes (3) et (4), on peut recalculer des taux de chômage au moyen des valeurs calibrées des différents paramètres. Afin d'évaluer le rôle des différents paramètres, on s'attache à recalculer U^A en fixant un certain nombre de paramètres à leur valeur pour $i = F$.

Le Tableau 5 montre que les différences d'accès au marché de l'emploi continuent, dans notre modèle, à jouer un rôle prépondérant. Cela semble surtout dériver de la plus faible probabilité qu'un Africain employé conserve son emploi d'une période sur l'autre. La différence suffit à expliquer 61 % de l'écart observé entre les taux de chômage. Le modèle examine le rôle joué par l'espace de trois façons différentes : par la localisation initiale des différents groupes de la population, par les préférences géographiques intrinsèques de ces groupes et par l'accès des groupes au marché du logement. La combinaison des trois éléments contribue à plus de 12 % à l'écart des taux de chômage, ce qui est assez faible, mais non négligeable.

L'amplitude limitée de l'impact de l'espace tient au fait que la mobilité résidentielle observée des individus entre les deux zones géographiques que nous identifions est peu importante au cours d'une période d'une durée aussi courte (4 ans) que celle que nous considérons.⁸ La définition

⁷Le taux de chômage contrefactuel du groupe de non-Africains ainsi constitué est de 6.8 %. Ce résultat surprenant est dû à la spécificité de la structure par âge de la population active d'Africains.

⁸L'application de notre raisonnement à un pays comme les Etats-Unis, où la mobilité résidentielle des ménages

plus précise d'une mobilité résidentielle entre des zones géographiques plus nombreuses et donc moins diamétralement opposées les unes aux autres, permettrait d'identifier de nombreux cas intermédiaires, donc de réévaluer à la hausse le rôle de l'espace dans le différentiel de taux de chômage. On revient sur ce point en conclusion de ce travail.

Tableau 5 : Taux de chômage contrefactuels

Paramètres fixés à leur valeur pour $i = F$	Taux de chômage contrefactuel U^A	Contribution du paramètre à l'écart de taux observé
p^u	19.5%	4.0%
p^e	12.0%	61.4%
v	16.7%	25.5%
θ	19.6%	3.6%
μ	20.1%	-0.3%
x^u	20.0%	0.1%
x^e	19.8%	1.8%
s^u	19.9%	0.7%
s^e	19.7%	2.9%
Marché de l'emploi p^u, p^e	11.5%	65.3%
Marché du logement x^u, x^e, s^u, s^e	19.3%	5.3%
Poids de l'espace $x^u, x^e, s^u, s^e, \mu, \theta$	18.4%	12.3%
Poids de l'histoire v, θ	16.3%	28.3%

Lecture : Si les Africains avaient les mêmes probabilités d'obtenir un emploi que les non-Africains, leur taux de chômage passerait de 20.02% à 11.51%. On estime donc que ces probabilités contribuent à 65.3% de l'écart de taux observé.

Source : Insee, ENL 1996, 2002 et 2006 ; RGP 1990

4.1.2 Décomposition du différentiel de répartition sur le territoire

De la même façon, on cherche à décomposer le différentiel de présence en zone 1 (zones rurales et agglomérations de moins de 100 000 habitants) entre non-Africains et Africains. On appelle cette présence en zone 1 "taux de zone 1". Pour ce faire, on évalue le taux de zone 1 d'un groupe de non-Africains dont les caractéristiques sont rapprochées du groupe d'Africains.

D'après l'ENL, 23.8 % des Africains vivent en zone rurale en moyenne sur la décennie, tandis que c'est le cas de 54.6 % des non-Africains. Ce différentiel dépend de caractéristiques individuelles, que l'on prend en compte de la même façon que précédemment, en créant une grille est largement supérieure à celle des Français (Rupert et Wasmer, 2009), pourrait conduire à des résultats plus importants.

de caractéristiques et en pondérant l'échantillon de non-Africains en fonction de l'effectif des Africains dans chaque case de cette grille. Ici encore, cette pondération a tendance à augmenter l'écart, puisque le taux de zone 1 des non-Africains passe à 57.29 %.

On utilise la même méthodologie de décomposition que précédemment. On note Z_j^i la proportion actuelle de la population d'ethnie i localisée en zone j .

$$Z_j^i = \sum_{f=e,u} \left(l_{jj}^{i,f} + l_{-jj}^{i,f} + u_{jj}^{i,f} + u_{-jj}^{i,f} \right) = \sum_{f=e,u} \left[n_j^{i,f} \left(1 - \frac{u_{j-j}^{i,f}}{n_j^{i,f}} - \frac{l_{j-j}^{i,f}}{n_j^{i,f}} \right) + n_{-j}^{i,f} \left(\frac{l_{-jj}^{i,f}}{n_{-j}^{i,f}} + \frac{u_{-jj}^{i,f}}{n_{-j}^{i,f}} \right) \right] \quad (9)$$

On remplace ensuite les proportions $u_{j-j}^{i,f}/n_j^{i,f}$, $l_{j-j}^{i,f}/n_j^{i,f}$, $l_{-jj}^{i,f}/n_{-j}^{i,f}$ et $u_{-jj}^{i,f}/n_{-j}^{i,f}$ par leurs expressions données dans les systèmes (3) et (4) : en recalculant les taux de zone 1 au moyen des valeurs calibrées des différents paramètres, on obtient $Z_1^A = 23.71\%$ et $Z_1^F = 57.73\%$, des taux très proches des valeurs observées. Afin d'évaluer le rôle des différents paramètres, on s'attache à recalculer Z_1^A en fixant un certain nombre de paramètres à leur valeur pour $i = F$.

Etant donné la faiblesse de la mobilité résidentielle mesurée à cette échelle, il n'est pas étonnant que θ , paramètre de localisation antérieure, détermine près de 90 % du différentiel de taux de zone 1 entre Africains et non-Africains. Un résultat plus intéressant que l'on peut tirer du Tableau 6 concerne l'impact marginal des autres paramètres : on observe que le paramètre de préférence géographique intrinsèque détermine les quatre cinquièmes de l'écart restant, tandis que l'accessibilité du marché du logement détermine quasiment l'intégralité du dernier cinquième. Les paramètres liés au marché du travail n'ont pour ainsi dire aucun impact sur le différentiel de localisation des différentes populations. Cependant, ce résultat tient en partie au fait que les paramètres liés au marché du travail ont déjà joué sur la localisation antérieure des ménages, ce qui constitue une limite à notre cadre de modélisation statique. Pour cette raison, on reproduit ensuite l'exercice dans un cadre de long terme, correspondant à l'état stationnaire du système de transitions qu'on a calibré.

Tableau 6 : Taux de zone 1 contrefactuels

Paramètres fixés à leur valeur pour $i = F$	Taux de zone 1 contrefactuel Z^A	Contribution du paramètre à l'écart de taux observé
p^u	23.7%	0%
p^e	23.7%	-0.2%
v	23.8%	0.4%
θ	54.1%	89.2%
μ	26.5%	8.3%
x^u	23.8%	0.2%
x^e	23.9%	0.5%
s^u	23.7%	0.1%
s^e	24.2%	1.4%
Marché de l'emploi p^u, p^e	23.7%	-0.2%
Marché du logement x^u, x^e, s^u, s^e	24.4%	2.1%
Poids de l'espace $x^u, x^e, s^u, s^e, \mu, \theta$	57.4%	99.1%
Poids de l'histoire v, θ	54.2%	89.6%

Lecture : Si les Africains avaient les même probabilités d'obtenir un logement que les non-Africains, leur taux de zone 1 passerait de 23.7% à 24.4%. On estime donc que ces probabilités contribuent à 2.1% de l'écart de taux observé.

Source : Insee, ENL 1996, 2002 et 2006 ; RGP 1990

4.2 Long Terme

En toute rigueur, le modèle développé initialement ne permet pas d'appréhender les comportements individuels dans le long terme. En effet, le modèle ne comporte que deux périodes, qui renvoient à l'analyse de court terme effectuée jusqu'ici. Cependant, la répétition des transitions prédites et observées dans le court terme conduit à une répartition des populations à long terme qui diffère de la répartition de la population observée à court terme. Nous nous intéressons maintenant aux propriétés de cette répartition à long terme.

4.2.1 Définition

A chaque date $t - 1$, la composition de la population d'ethnie i est définie par le vecteur.

$$S^i = \begin{pmatrix} n_1^{i,u} \\ n_2^{i,u} \\ n_1^{i,e} \\ n_2^{i,e} \end{pmatrix} \quad (10)$$

Soit Π^i la matrice de passage de $t - 1$ en t :

$$\Pi^i = \begin{pmatrix} u_{11}^{i,u}/n_1^{i,u} & u_{12}^{i,u}/n_1^{i,u} & l_{11}^{i,u}/n_1^{i,u} & l_{12}^{i,u}/n_1^{i,u} \\ u_{21}^{i,u}/n_2^{i,u} & u_{22}^{i,u}/n_2^{i,u} & l_{21}^{i,u}/n_2^{i,u} & l_{22}^{i,u}/n_2^{i,u} \\ u_{11}^{i,e}/n_1^{i,e} & u_{12}^{i,e}/n_1^{i,e} & l_{11}^{i,e}/n_1^{i,e} & l_{12}^{i,e}/n_1^{i,e} \\ u_{21}^{i,e}/n_2^{i,e} & u_{22}^{i,e}/n_2^{i,e} & l_{21}^{i,e}/n_2^{i,e} & l_{22}^{i,e}/n_2^{i,e} \end{pmatrix} \quad (11)$$

On remplace chaque élément de Π^i par son expression en fonction des paramètres calibrés et du paramètre libre α et on peut ensuite définir l'état stationnaire

$$\hat{S}^i = \begin{pmatrix} \hat{n}_1^{i,u} \\ \hat{n}_2^{i,u} \\ \hat{n}_1^{i,e} \\ \hat{n}_2^{i,e} \end{pmatrix} \text{ tel que } \hat{S}^i = \hat{S}^i \Pi^i \quad (12)$$

Cet état ne dépend pas de la distribution initiale et les résultats sont donc purgés de tout effet d'hystérèse. On obtient les taux suivants : un taux de chômage de 25.9 % pour les Africains et de 9.1 % pour les non-Africains, un taux de zone 1 de 28.3 % pour les Africains et de 69.7 % pour les non-Africains. Ces taux sont sensiblement supérieurs aux taux de court terme calculés directement à partir des données, ce qui signifie que le système est encore loin de l'état stationnaire.

4.2.2 Résultats

Ce calcul des taux de long terme est ensuite répliqué pour des populations d'Africains contre-factuelles dont les caractéristiques spatiales sont rendues identiques à celles des non-Africains. Les Tableaux 7 et 8 résument les résultats de cet exercice.

Tableau 7 : Taux de chômage de long terme contrefactuels

Paramètres fixés à leur valeur pour $i = F$	Taux de chômage de long terme contrefactuel	Contribution du paramètre à l'écart de taux observé
Marché du logement x^u, x^e, s^u, s^e	24.6%	7.7%
Préférences μ	24.3%	9.5%
Poids de l'espace x^u, x^e, s^u, s^e, μ	22.9%	17.9%
Marché du travail p^e, p^u	11, 1%	88.3%

Lecture : Si les Africains avaient les même probabilités d'obtenir un logement que les non-Africains, leur taux de chômage de long terme serait de 24.6%. On considère donc que ces probabilités contribuent à 7.7% de l'écart de taux observé. (25.9% – 9.1%)

Source : Insee, ENL 1996, 2002 et 2006 ; RGP 1990

Tableau 8 : Taux de zone 1 de long terme contrefactuels

Paramètres fixés à leur valeur pour $i = F$	Taux de zone 1 de long terme contrefactuel	Contribution du paramètre à l'écart de taux observé
Marché du logement x^u, x^e, s^u, s^e	30.6%	5.6%
Préférences μ	68.4%	96.9%
Poids de l'espace x^u, x^e, s^u, s^e, μ	67.1%	93.7%
Marché du travail p^e, p^u	31, 2%	7.0%

Source : Insee, ENL 1996, 2002 et 2006 ; RGP 1990

Le résultat principal est donné dans le Tableau 7 : "l'espace", même défini de façon aussi simple et binaire par l'opposition entre deux grandes zones, permet d'expliquer 18% de l'écart de taux de chômage. Son effet passe de façon quasiment équivalente par le marché du logement (caractérisé par les probabilités d'accéder à un logement) et par les préférences géographiques spécifiques à chacun des deux groupes ethniques. Cela dit, quatre cinquièmes de l'écart demeurent expliqués par les paramètres du marché du travail. En particulier, la force dominante reste l'écart entre $p^{A,e}$ et $p^{N,e}$ (la probabilité de rester employé quand on était en emploi en $t - 1$). Cet écart peut être causé par différents facteurs. Il peut signifier que les Africains sont employés selon des contrats plus précaires. Il peut également signifier qu'ils sont moins capables de conserver un emploi, pour différentes raisons pouvant être de leur fait ou de celui de leur employeur. En ce qui concerne le différentiel de répartition géographique sur le territoire, le Tableau 8 montre que les différences sont très largement expliquées par les différences en termes de préférences géographiques. Nous éprouvons maintenant la solidité de ce résultat en faisant varier les variances relatives des lois $d_1^i - d_2^i$.

4.2.3 Discussion : forme des préférences

Jusqu'à présent, on a fait l'hypothèse que les préférences géographiques des deux groupes ne se différencient qu'en termes de niveau, et non en termes de variabilité. On lève ici cette hypothèse. On fait désormais varier entre 0.5 et 2 le paramètre $\sigma_{(-j)j}^A$, qu'on avait auparavant fixé à 1. La variation de σ_{12}^A aboutit surtout à modifier la probabilité $\Pr [V_2^A (b_2^A) \geq V_1^A (w_1^A)]$ qui était de 56 % pour $\sigma_{12}^A = 1$ et qui n'est plus que de 35 % pour $\sigma_{12}^A = 0.5$. La Figure 5 montre que la diminution de σ_{12}^A conduit à minorer le rôle des préférences géographiques dans l'explication de l'écart de taux de chômage. Si $\sigma_{12}^A = 0.5$, l'espace n'explique plus alors que 15 % de l'écart de taux de chômage. A l'inverse, l'augmentation de σ_{12}^A augmente le pouvoir explicatif de l'espace, qui explique alors jusqu'à 20 % de ce même écart, pour $\sigma_{12}^A = 2$. En revanche, les variations de σ_{12}^A n'ont aucun impact sur l'explication de l'écart en termes de localisation géographique (Figure non représentée).

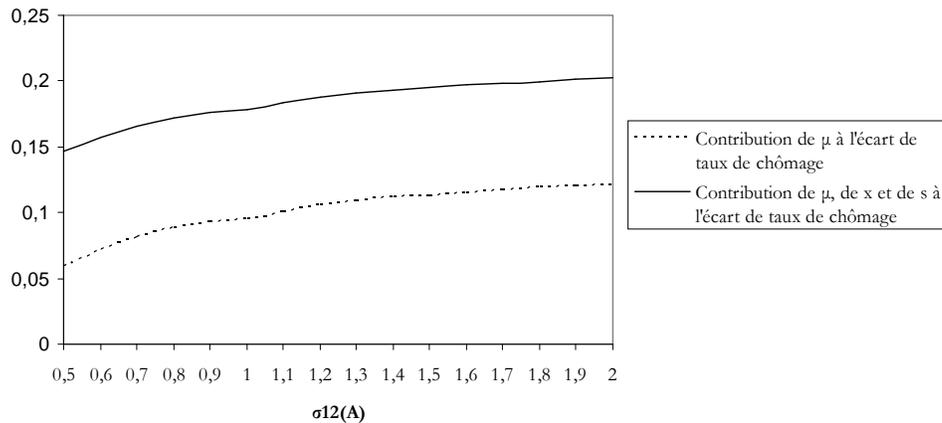


Fig.5 : Impact des variations de σ_{12}^A sur l'explication de l'écart de taux de chômage. Le paramètre σ_{12}^A est l'écart-type de la variable aléatoire $d_1^A - d_2^A$ représentant la différence de confort entre les zones 1 et 2 pour une personne d'origine africaine. Source :

Insee, ENL 1996, 2002 et 2006 ; RGP 1990.

5 Conclusion

La méthodologie que nous avons développée dans ce travail permet d'estimer qu'entre 15 et 20 % de l'écart inexpliqué de taux de chômage entre les immigrés africains de première génération et le reste de la population vivant en France sont imputables à des mécanismes liés à la spécificité de la mobilité résidentielle de la population africaine à travers le territoire français. L'ampleur de ce résultat n'est pas négligeable et incite à prolonger cette recherche dans plusieurs directions. Tout d'abord, il est permis de penser que la partition binaire du territoire national ne permet pas d'appréhender de façon tout à fait adéquate l'ensemble des phénomènes que nous cherchons à prendre en compte. En particulier, la région parisienne, qui abrite la moitié de la population africaine, devrait être isolée dans l'analyse. Une des directions dans lesquelles nous souhaitons étendre ce travail consistera donc à reproduire cet exercice sur une partition ternaire du territoire. Une autre extension possible de ce travail consisterait à questionner la pertinence du cadre d'analyse en équilibre partiel auquel nous nous restreignons ici. En particulier, nous considérons pour l'instant les préférences géographiques comme données. La même question se pose au sujet de la demande de travail, qui n'est pas modélisée ici. Enfin, dans une troisième extension, on pourra chercher à introduire un raisonnement dynamique dans le phénomène que nous mettons ici en évidence, en faisant varier les paramètres structurels du modèle, afin, par exemple, de rendre compte de la délocalisation de certains types d'emploi en milieu rural ou encore d'épisodes de construction massive de logements HLM dans les grandes villes.

Tableau A1 : Biais mémoriel sur les épisodes de chômage

	Non-Africains	Africains
interrogés en 1996, ont déclaré être actuellement au chômage	0.083 (0.275)	0.263 (0.440)
N	15201	547
interrogés 2001-2002, ont déclaré avoir été au chômage en 1997	0.046 (0.209)	0.169 (0.375)
N	16340	641
Biais	45%	36%
interrogés en 2002, ont déclaré être actuellement au chômage	0.070 (0.256)	0.187 (0.390)
N	16340	641
interrogés en 2006, ont déclaré avoir été au chômage en 2002	0.041 (0.199)	0.078 (0.269)
N	21946	2058
Biais	41%	58%

Lecture : 7.8% des Africains interrogés en 2006 déclarent avoir été
au chômage en 2002, alors que 18.7% des Africains interrogés
en 2002 déclareraient être actuellement au chômage.

Source : Insee, ENL 1996, 2002 et 2006

Références bibliographiques

Aeberhardt, R., D. Fougère, J. Pouget et R. Rathelot, 2010 : "Wages and unemployment of French workers with African origin", *Journal of Population Economics*, à paraître

Akerlof, G. et J. Yellen, 1985 : "Unemployment through the filter of memory", *Quarterly Journal of Economics*, 100, pp. 747-775

Bartel, A., 1989: "Where do the new US immigrants live?", *Journal of Labor Economics*, 7, pp. 371-391

Borjas, G., 1999: "Immigration and welfare magnets", *Journal of Labor Economics*, 17, pp. 607-637

Bouvard, L., P. Combes, B. Decreuse, M. Laouénan, B. Schmutz et A. Trannoy, 2009a: "Géographie du chômage des personnes d'origine africaine : une discrimination vis-à-vis des emplois en contact avec la clientèle", *Revue Française d'Economie*, 23, pp. 4-55

L. Bouvard, P. Combes, B. Decreuse, M. Laouénan, B. Schmutz et A. Trannoy, 2009b: "Géographie du chômage des personnes d'origine africaine : pourquoi une si faible mobilité

résidentielle ?", *Revue Française d'Economie*, 23, pp. 56-106

Combes, P., B. Decreuse, B. Schmutz et A. Trannoy, 2010: "The neighbor is king: customer discrimination in the housing market", mimeo

de Coulon, A. et F. Wolff, 2006 : "The location of immigrants at retirement: stay/return or "va-et-vient"?", IZA DP 2224, 31 pp

Duguet, E., N. Léandri et P. Petit, 2007: "Discriminations à l'embauche - Un testing sur les jeunes des banlieues d'Île-de-France", Rapport et documents, Centre d'Analyse Stratégique, Document de travail EPEE, n° 07-09

Gobillon, L. et H. Selod, 2007 : "The effect of segregation and spatial mismatch on unemployment: evidence from France", CEPR Working Paper 6198

Gobillon, L. et Wolff F.C., 2009: "Housing and location choices of retiring households: Evidence from France", mimeo

Hausman, J. et D. Wise, 1978: "A conditional probit model for qualitative choice: discrete decisions recognizing interdependence and heterogeneous preferences", *Econometrica*, 46, pp. 403-446

Pissarides, C. et J. Wadsworth, 1989: "Unemployment and the inter-regional mobility of labour", *Economic Journal*, 99, pp. 739-755

Rupert, P. et E. Wasmer, 2009 : "Housing and the labor market: time to move and aggregate unemployment", mimeo

Verdugo, G., 2009: "Social Housing Magnets", mimeo

Zenou, Y., O. Åslund, et J. Östh, 2010: "How crucial is distance to jobs for ethnic minorities? Old question – Improved answer", *Journal of Economic Geography*, à paraître