



Contraintes spatiales et accès à l'emploi : Applications microéconomiques à partir de l'enquête TDE

Sandra Cavaco, Jean-Yves Lesueur

► To cite this version:

Sandra Cavaco, Jean-Yves Lesueur. Contraintes spatiales et accès à l'emploi : Applications microéconomiques à partir de l'enquête TDE. Working Paper du GATE 2002-01. 2002. <halshs-00178151>

HAL Id: halshs-00178151

<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00178151>

Submitted on 10 Oct 2007

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.

DOCUMENTS DE TRAVAIL - WORKING PAPERS

W.P. 02-01

**Contraintes spatiales et accès à l'emploi :
Applications microéconométriques à partir de
l'enquête TDE**

Sandra CAVACO
Jean-Yves LESUEUR

Février 2002

GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique
UMR 5824 du CNRS
93 chemin des Mouilles – 69130 Écully – France
B.P. 167 – 69131 Écully Cedex
Tél. +33 (0)4 72 86 60 60 – Fax +33 (0)4 72 86 60 90
Messagerie électronique gate@gate.cnrs.fr
Serveur Web : www.gate.cnrs.fr

Contraintes spatiales et accès à l'emploi : Applications microéconométriques à partir de l'enquête TDE

Sandra Cavaco* et Jean-Yves Lesueur*

(Septembre 2001)

*GATE (Groupe d'Analyse et de Théorie Economiques),
UMR-CNRS n°5824, Université Lumière Lyon 2.
93 Chemin des Mouilles 69130 Ecully
Tel. 04 72 86 60 60 Fax : 04 72 86 60 90
E-mail : cavaco@gate.cnrs.fr, lesueur@gate.cnrs.fr

Résumé :

L'étude des effets des contraintes spatiales rencontrées par les chercheurs d'emploi au cours de leur prospection sur les conditions d'accès à l'emploi est restée peu explorée par la littérature. Ainsi, le lieu de résidence, l'éloignement des zones de concentration des emplois comme des agences publiques de placement sont autant de facteurs qui peuvent influencer le succès de la recherche d'emploi. Tel est l'enjeu de cet article où un survol des tentatives d'intégration des contraintes spatiales dans un modèle de recherche d'emploi est tout d'abord proposé. Le recours à l'estimateur de Kaplan-Meier et l'estimation économétrique de deux probit emboîtés à partir des données de l'enquête « Trajectoire des Demandeurs d'emploi » de la DARES permettent de mettre en évidence l'effet particulièrement discriminant du choix de l'horizon spatial de la recherche sur la probabilité d'accès à l'emploi.

Abstract :

Individual transition from unemployment to employment is conditioned by various elements. If some of them concern directly the individual characteristics of workers, other ones implicate indeed their environment when searching for a job. The residential location, in town centre or in suburbs and high travel distances to each labour market areas or public intermediaries for example are factors which can influence the exit rate of unemployment. Dealing with such an issue is the purpose of the paper. In a first stage we present a survey of the literature that treat about the introduction of spatial constraint in job search model. In a second stage, using the survey « Trajectoires des Demandeurs d'Emplois » from the French Ministry of Employment, we proposed non-parametric estimation of duration model and probit estimations to analyse the influence of the choice of spatial horizon during job search on the probability of finding a job.

Mots clés : Théorie de la recherche d'emploi, estimateur de Kaplan-Meier, horizon spatial de la recherche

Key words : job search - unemployment duration - job location - travel distance

Classification JEL : J61, J64

La partie économétrique de ce papier qui exploite les données de l'enquête Trajectoires des Demandeurs d'Emploi a pu être réalisée grâce au concours conjoint de la Direction de l'Animation de la Recherche, des Etudes et des Statistiques du Ministère de l'emploi et de la Solidarité et du Commissariat Général du Plan.

Introduction

Les travaux économétriques qui ont accompagné les développements de la littérature sur la théorie de la recherche d'emploi ont largement contribué, depuis les travaux de Mortensen (1986), Lancaster (1990), Van den Berg (1995) notamment, à l'analyse des facteurs déterminants du retour à l'emploi. De manière générale, la règle de décision séquentielle qui préside à l'architecture générale des modèles de recherche conduit à la spécification de l'équation du salaire de réserve. Celle-ci permet d'établir des prédictions quant aux effets des paramètres d'intérêt du modèle sur le taux de sortie du chômage. Parmi les multiples facteurs qui accompagnent la réussite ou l'échec de la prospection sur le marché du travail, les études économétriques ont ainsi porté leur attention sur l'impact des caractéristiques individuelles et des politiques publiques menées en faveur de certaines catégories de chômeurs. Or au-delà de l'effet particulièrement discriminant de ces facteurs, l'étude des effets liés à l'environnement de la recherche et notamment les contraintes spatiales rencontrées par les chercheurs d'emploi au cours de leur prospection est restée peu explorée par la littérature. Ainsi, le lieu de résidence, centre ville ou périphérie, l'éloignement des zones de concentration des emplois comme des agences publiques de placement sont autant de facteurs qui peuvent influencer le comportement de recherche d'emploi et le succès dans cette recherche.

Quoique développée dans le cadre plus général de l'analyse des mécanismes d'appariement sur les marchés locaux du travail, une telle interrogation est présente dans un certain nombre de travaux qui croisent les domaines de l'économie du travail et de l'économie spatiale (Petrongolo, Wasmer, 1999, Zenou 2000). Dans le cadre plus spécifique des villes américaines, de nombreux travaux empiriques développés depuis une trentaine d'années ont ainsi mis en évidence l'existence d'un *spatial mismatch* (Kain, 1992). Les villes américaines se caractérisent par un défaut d'appariement spatial entre la localisation des emplois dans les banlieues et la localisation de la population noire en centre ville. Même si les facteurs explicatifs de la localisation des emplois en périphérie et de celle de la population noire en centre ville ne sont pas toujours bien explicités, ce désajustement spatial se traduit par une situation défavorable sur le marché du travail de certains individus en fonction de leur localisation. Certes, la configuration de l'espace urbain français se différencie assez nettement du cas américain, tant au sujet de la localisation des emplois qu'au sujet de la localisation des populations. Cependant, la présence d'un taux de chômage beaucoup plus élevé à la périphérie des grandes villes françaises pourrait traduire l'existence d'un *spatial mismatch* à la française. Ce fait stylisé milite en faveur de la prise en

compte de la dimension spatiale de la recherche dans l'étude des taux de sortie du chômage. Tel est l'enjeu de cet article. La première section propose un rapide survol des tentatives d'intégration des contraintes spatiales dans un modèle de recherche d'emploi proposées par la littérature. La deuxième section présente à partir des données de l'enquête « Trajectoire des Demandeurs d'emploi » de la DARES les effets particulièrement discriminants sur la durée des épisodes de chômage des contraintes spatiales rencontrées par les chômeurs au cours de leur prospection. Dans une troisième étape la spécification d'un modèle économétrique à partir de l'estimation de deux probit emboîtés permet d'analyser l'influence de l'horizon spatial de la recherche sur le taux de sortie du chômage. Enfin, la dernière section de l'article apporte quelques conclusions et prolongements possibles de l'étude économétrique.

1. L'introduction d'une dimension spatiale dans la stratégie de recherche : un survol de la littérature.

Plusieurs modèles ont tenté d'établir un rapprochement entre la théorie de la recherche d'emploi et l'économie spatiale pour rendre compte du *spatial mismatch*. Holzer, Ihlandfeld et Sjoquist (1994) ont cherché à identifier pour des jeunes noirs et des jeunes blancs les relations entre la recherche d'emploi, les déplacements domicile travail et la localisation des emplois. Le modèle de recherche retenu est statique et les individus déterminent, à chaque période, la distance optimale à parcourir pour accéder à des opportunités d'emplois en comparant la recette marginale et le coût marginal de la prospection. Dans ce modèle, la probabilité de recevoir une offre d'emploi acceptable est une fonction croissante de la distance parcourue et sa fonction réciproque détermine la durée escomptée de séjour dans l'état de chômage conditionnelle à la distance de prospection optimale. A l'équilibre, toute augmentation du coût unitaire de déplacement réduit la distance de prospection et par-là même le taux de sortie du chômage. De plus, la prise en compte des pratiques discriminatoires des employeurs à l'égard des noirs réduit le rendement attendu d'une augmentation de la distance de prospection pour ces derniers. Or de par la décentralisation des emplois en périphérie, ces actifs supportent également par leur localisation en centre ville les contraintes de coût de déplacement les plus fortes. Les estimations économétriques sur données américaines présentées ne réfutent pas les prédictions du modèle de recherche. Elles font clairement apparaître que l'absence de possession de voitures pour les noirs ainsi que leur concentration dans le centre des villes réduisent de manière sensible leur distance de recherche et de ce fait augmente leur risque de survie dans l'état de chômage. L'élasticité de la durée de chômage à l'éloignement des emplois est ainsi trois fois plus élevée pour les noirs que pour les blancs. L'ensemble de ces éléments conduit finalement à souligner le caractère discriminant du gain marginal lié à la distance parcourue pendant la prospection.

A partir de l'estimation non - paramétrique puis paramétrique de modèles de durée, Rogers (1997) s'est également intéressée à la question du *spatial mismatch*. Un des intérêts de cette approche

porte sur l'analyse de l'influence des coûts de transport, des coûts de recherche et de la distribution spatiale des emplois sur la durée des épisodes de chômage. Comme dans le modèle de recherche séquentiel standard (Mortensen 1986), les propositions de salaire w sont issues d'un tirage aléatoire à partir d'une fonction de répartition $F(w)$ de densité $f(w)$. Le taux de sortie du chômage (θ) se définit comme le produit du taux d'arrivée des offres λ et de la probabilité $(1 - F(w^*))$ de se voir offrir un emploi à un salaire supérieur ou égal au salaire de réserve w^* . Soit au total :

$$\theta = \lambda [1 - F(w^*)]$$

Le taux d'arrivée des offres λ est une fonction décroissante de la distance aux emplois (m) alors que le coût de déplacement « domicile-travail » (C_D) et le coût de recherche (C_R) sont une fonction croissante de la distance aux emplois. La statique comparative sur la probabilité de sortie de l'état de chômage manifeste un effet ambigu de la distance aux emplois. En effet :

$$\frac{d\theta}{dm} = \underbrace{[1 - F(w)] \frac{d\lambda}{dm}}_{\text{effet direct (<0)}} - \underbrace{\lambda F''(w^*) \frac{dw^*}{d\lambda} \frac{d\lambda}{dm}}_{\text{effet indirect 1 (>0)}} - \underbrace{\lambda F''(w^*) \frac{dw^*}{dC_D} \frac{dC_D}{dm}}_{\text{effet indirect 2 (<0)}} - \underbrace{\lambda F''(w^*) \frac{dw^*}{dC_S} \frac{dC_S}{dm}}_{\text{effet indirect 3 (>0)}}$$

A l'effet direct négatif de la distance sur le taux d'arrivée des offres se superposent trois effets indirects de la distance aux emplois via le salaire de réserve. Tout d'abord, la réduction du taux d'arrivée des offres qui accompagne l'éloignement des emplois conduit à une baisse du salaire de réserve qui joue favorablement sur le taux de sortie du chômage. Ensuite, l'augmentation du coût de déplacement « domicile – travail » réduit le taux de sortie du chômage par l'augmentation induite du salaire de réserve. Cet effet négatif vient se cumuler à l'effet direct de la distance aux emplois sur le taux d'arrivée des offres. Enfin, un troisième effet indirect tient à la sensibilité du taux de sortie du chômage à l'augmentation du coût de prospection. Lorsque la distance parcourue au cours de la recherche augmente, toutes choses égales par ailleurs, l'individu réduit son salaire de réserve ce qui joue en faveur de la réduction de la durée de l'épisode de chômage. Au total l'indétermination de la sensibilité du taux de sortie de chômage à la distance aux emplois conduit l'auteur à proposer l'estimation de plusieurs spécifications de modèles de durée non-paramétrique puis paramétrique à partir de données sur l'état de Pennsylvanie. Les résultats économétriques obtenus ne permettent pas d'apporter une conclusion nette quant à l'influence de la distribution spatiale des emplois sur la durée de séjour dans l'état de chômage tant ils s'avèrent sensibles à la nature des indices d'accès aux emplois tour à tour retenus lors des différentes estimations.

Contrairement aux deux approches précédentes, Van Den Berg et Gorter (1997) proposent quant à eux l'estimation économétrique d'un modèle structurel de recherche en environnement non

stationnaire en introduisant la dimension spatiale de la prospection. La fonction d'utilité du demandeur d'emploi prend en compte à la fois le salaire et le temps de déplacement domicile-travail. Les données hollandaises exploitées sont particulièrement riches en ce sens qu'elles permettent notamment de disposer des réponses subjectives des chômeurs sur leurs salaires de réserve en fonction de différents contextes. Il est ainsi possible de tenir compte de l'hétérogénéité des salaires de réserve dès lors que l'accès à l'emploi s'accompagne ou non d'une mobilité géographique. Les estimations des paramètres du modèle structurel permettent d'identifier les effets spécifiques de trois catégories de variables : les attributs individuels, les caractéristiques du ménage et les facteurs environnementaux. Si les caractéristiques individuelles telles que la nationalité, l'expérience professionnelle et le niveau de formation s'avèrent non déterminantes, un des résultats particulièrement significatifs de l'estimation économétrique porte sur l'influence de la structure familiale dans l'arbitrage salaire – temps de trajet « domicile – travail ». Ainsi pour les femmes, le nombre d'enfants réduit sensiblement la disposition marginale à accepter des temps de parcours « domicile-travail » plus longs pour accéder aux emplois. Chaque enfant supplémentaire augmente la prime marginale salariale pour deux heures de trajet par jour de près de 80 dollars par mois. Ce résultat qui conduit les auteurs à souligner la forte valeur attachée au loisir par ce type de chercheur d'emploi montre également que les femmes avec enfants tendent à limiter leur zone de prospection dans la proximité immédiate du domicile. Concernant les variables relevant de l'environnement de la recherche, les paramètres estimés montrent que le taux de chômage régional ne manifeste pas d'effet particulièrement significatif sur la disposition marginale des chercheurs d'emploi à payer pour réduire le temps de parcours « domicile – travail ». En revanche, ils mettent en évidence que le taux d'urbanisation affecte positivement les conditions d'arbitrage entre l'utilité du salaire et la désutilité du temps de parcours. Les individus localisés dans les grandes villes manifestent ainsi une disposition marginale plus forte à accepter des temps de parcours « domicile – travail » que leurs homologues des villes de taille moyenne ou des zones rurales. Les auteurs proposent un élément explicatif d'un tel résultat en soulignant qu'à l'opposé des zones urbaines de faible densité, les déplacements dans les grandes villes combinent très souvent, au-delà des raisons professionnelles, un usage du temps pour des motifs plus familiaux (shopping, garde d'enfant, loisir...). Enfin, pour une même distance de déplacement, les temps de parcours dans les grandes agglomérations peuvent être très sensibles à la densité du trafic, alors même qu'ils restent relativement stables dans les petites agglomérations ou les zones rurales peu affectées par les encombrements. Si l'on tient compte également de la diversité des modes de déplacement, à temps de parcours identique les emplois proposés dans les grandes villes peuvent apparaître de ce fait comme plus attractifs.

Les différents travaux développés dans cette lignée soulèvent plusieurs manifestations possibles de l'impact de la localisation résidentielle sur le statut des individus sur le marché du travail. Le coût de déplacement domicile-travail augmente le salaire de réserve des individus éloignés des emplois et, toutes choses égales par ailleurs, réduit leur probabilité d'accès à l'emploi. Cet effet peut toutefois être modulé

selon les conditions d'accès aux moyens de transport, la structure familiale et plus généralement les caractéristiques des zones urbaines. L'éloignement des zones d'emploi affecte l'efficacité de la recherche en réduisant les opportunités d'appariement. Enfin, l'efficacité de la recherche peut se trouver altérée avec la distance aux emplois du fait de la faiblesse de l'information disponible directement ou par les réseaux sociaux sur les opportunités d'emploi.

L'exploitation des données de l'enquête « Trajectoires des Demandeurs d'Emplois » de la DARES (Ministère de l'emploi) présentée dans la section suivante permet de faire apparaître, dans le cas français, les effets discriminants des contraintes spatiales subies par les individus sur le succès de la prospection. L'estimateur non paramétrique de Kaplan-Meier est dans un premier temps utilisé à cette fin pour étudier l'hétérogénéité des taux de sortie du chômage selon les distances domicile – travail acceptées par les individus pour accéder à un emploi.

2. Trajectoires des demandeurs d'emploi et effet discriminant de la distance de prospection

A partir de trois vagues d'interrogation menées sur une période de 33 mois l'enquête « Trajectoires des Demandeurs d'Emplois » (TDE) réalisée par la DARES permet de suivre une cohorte d'individus entrant au chômage dans huit zones d'emploi entre avril et juin 1995. Les zones d'emploi regroupent un nombre entier de communes et délimitent un périmètre dans lequel ont lieu l'essentiel des déplacements domicile-travail. Les zones retenues pour cette enquête sont : Cergy-Pontoise, Mantes et Poissy-Les Mureaux (région Ile-de-France), Roubaix et Lens (région Nord), Aix en Provence, l'Etang de Berre et Marseille (région PACA). L'échantillon retenu comporte 6374 individus renseignés. L'originalité de cette enquête réside dans la sélection d'individus entrant à l'ANPE à une certaine date (entre avril et juin 1995), et non pas d'individus déjà inscrits à la date de l'enquête. On raisonne sur des flux et non sur des stocks. Il n'existe donc pas de censure à gauche pour les durées de chômage.

Pour étudier l'influence des contraintes spatiales supportées au cours de la prospection et leur impact sur la survie dans l'état de chômage, on s'intéresse pour chaque individu de l'échantillon au premier emploi trouvé après un épisode complet de chômage. Les variables de l'échantillon sont recensées dans l'annexe 1. Sur les trois vagues d'interrogation de l'enquête (1995 à 1998), près de 74% des individus ont retrouvé un emploi après avoir enregistré un épisode complet de chômage. La durée moyenne de l'épisode de chômage se situe entre 10 et 11 mois. Au-delà des informations concernant les attributs individuels, l'enquête renseigne sur les moyens de recherche mobilisés, l'effort de recherche, les caractéristiques de l'emploi précédent et le motif de perte d'emploi. Plus de 60% de la population couverte a moins de 35 ans, 42% ont un niveau d'éducation équivalent à l'enseignement technique court et 18% sont titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur. Le dernier emploi occupé concerne pour plus de 83% les catégories des employés et des ouvriers. Dans une proportion quasi-équivalente,

l'ancienneté dans le dernier emploi est inférieure à 5 ans. Les motifs principaux de départ de cet emploi relèvent pour l'essentiel des fins de CDD (près de 46%) et des licenciements (36%). 58% de la population couverte est indemnisée et plus de 62% consacre en moyenne moins de 10 heures par semaine à la recherche d'emploi. Les modes de recherche d'emploi les plus mobilisés sont le réseau professionnel et familial (42,7%) et les procédures marchandes (29,8%), l'intermédiation publique ne couvrant que 11,5 % de l'échantillon. Le statut du nouvel emploi obtenu concerne pour plus de 54% des individus un emploi précaire (CDD, contrat aidé, contrat saisonnier) alors que seuls 27,4% des chercheurs d'emploi obtiennent un contrat à durée indéterminée à l'issue de leur prospection. Ici encore, réseau et procédures marchandes constituent les deux modes de recherche d'emploi principaux ayant permis d'accéder au nouvel emploi (respectivement 47% et 31%).

La construction de certaines variables spatiales nécessite d'en préciser le contenu. Le taux d'arrivée des offres d'emploi varie avec le lieu de résidence en fonction, d'une part, de la distance à l'Agence Locale pour l'Emploi (ALE) et, d'autre part, de la proximité aux emplois, ces derniers n'étant pas distribués uniformément dans l'espace. La proximité aux ALE (variable notée ANP) a été évaluée en recoupant les informations de l'enquête avec le fichier des zones de compétences des ALE. On calcule sur cette base une distance à vol d'oiseau entre la commune de résidence et l'ALE dont dépend la commune ou le quartier de résidence.

La proximité aux emplois (variable notée CENTRE) influence de façon importante l'accès à l'emploi en affectant la circulation de l'information à la fois directement et par le biais du réseau social. Les bassins d'emploi sont appréhendés alternativement par le biais des zones d'emploi et par les Aires Urbaines (Zonage en Aires Urbaines mis en place par l'INSEE, Le Jeannic, 1996) qui permettent de délimiter des zones de plus petites tailles, cohérentes du point de vue des migrations alternantes. Pour cela, on a calculé une distance moyenne pondérée à l'ensemble des emplois présents dans la zone considérée (somme des distances à vol d'oiseau multipliées par l'effectif des emplois dans chaque commune de la zone).

Si l'on note que plus de 70 % des chercheurs d'emploi sont domiciliés à proximité d'une agence locale de l'ANPE (moins de 4 km), en revanche 54% d'entre eux sont assez ou très éloignés des bassins d'emploi (15 à 65 Km). Quelques variables permettent d'appréhender directement ou indirectement les contraintes de déplacement voire de mobilité rencontrées par les chercheurs d'emploi au cours de la prospection. 77% de la population est titulaire d'un permis de conduire, 62% seulement dispose d'un véhicule et près de 57% sont locataires de leur domicile. Les contraintes de revenu et la situation familiale étant les critères souvent avancés dans les tentatives d'explication du *spatial mismatch* on note que près de 54% des individus de l'échantillon sont mariés et plus de 75% ont au moins un enfant. Du point de vue des contraintes de ressources, 45,3% des chercheurs d'emploi bénéficient de l'allocation logement.

Enfin, le coût marginal de déplacement peut être variable selon les individus, en fonction des moyens de transport à leur disposition. Plusieurs variables de l'enquête TDE permettent de tenir compte des moyens de transport accessibles aux individus.

Pour compléter cette analyse descriptive de l'échantillon nous avons estimé les taux de survie dans l'état de chômage en appliquant l'analyse non-paramétrique proposée par l'estimateur de Kaplan-Meier. Empruntée à la méthode actuarielle cette méthode permet d'évaluer la probabilité instantanée d'accès à l'emploi (taux de hasard) et le taux de survie dans l'état de chômage. Le taux de hasard s'interprète ici comme la proportion d'individus qui accèdent à un nouvel emploi à la date t sachant qu'ils sont restés au chômage jusqu'à cette date. Une analyse par strates de l'échantillon permet de faire apparaître quelques-uns des effets discriminants des contraintes spatiales supportées par les individus au cours de l'épisode de recherche sur les taux de survie. On observe ainsi à partir de la figure 1 que pour l'ensemble de l'échantillon, et pour des anciennetés au chômage inférieures à 15 mois, l'éloignement des bassins d'emploi augmente sensiblement le taux de survie dans l'état de chômage. Au-delà de ce seuil, la probabilité de sortie du chômage des individus proche des emplois devient plus faible. Ce résultat peut trouver plusieurs sources d'explications. Tout d'abord, l'effet de stigmatisation de l'ancienneté au chômage peut plus que compenser les externalités attendues de la proximité des emplois. D'autre part, un mécanisme de concurrence aux emplois dans lequel les firmes procèdent à un écrémage du marché (Thurow 1975, Greenwald 1986) peut rendre les externalités attendues de la proximité des emplois insuffisantes pour compenser les handicaps à l'insertion de certains actifs.

Figure 1 : Fonctions de survie et effet de la distance aux emplois (CENTRE 1) : échantillon total

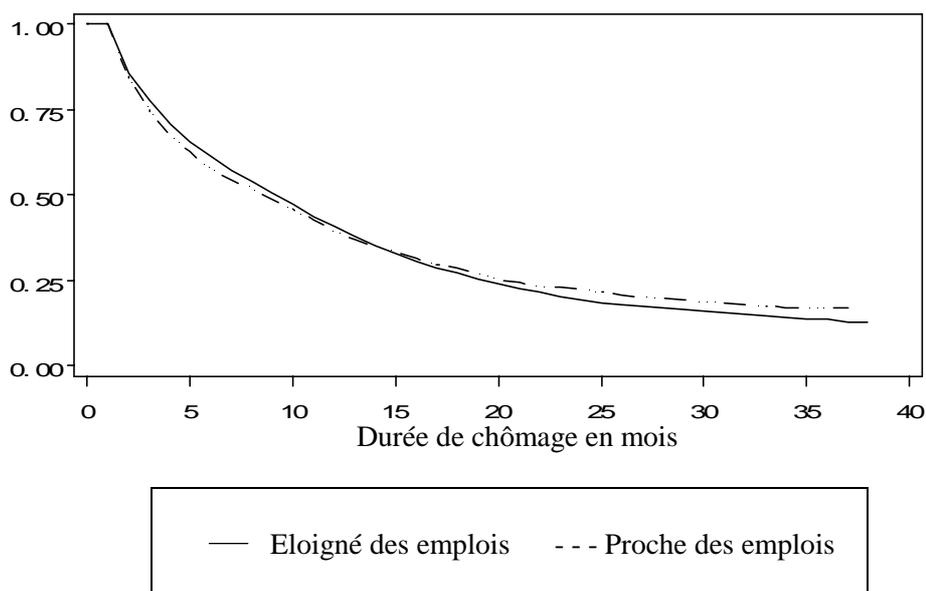
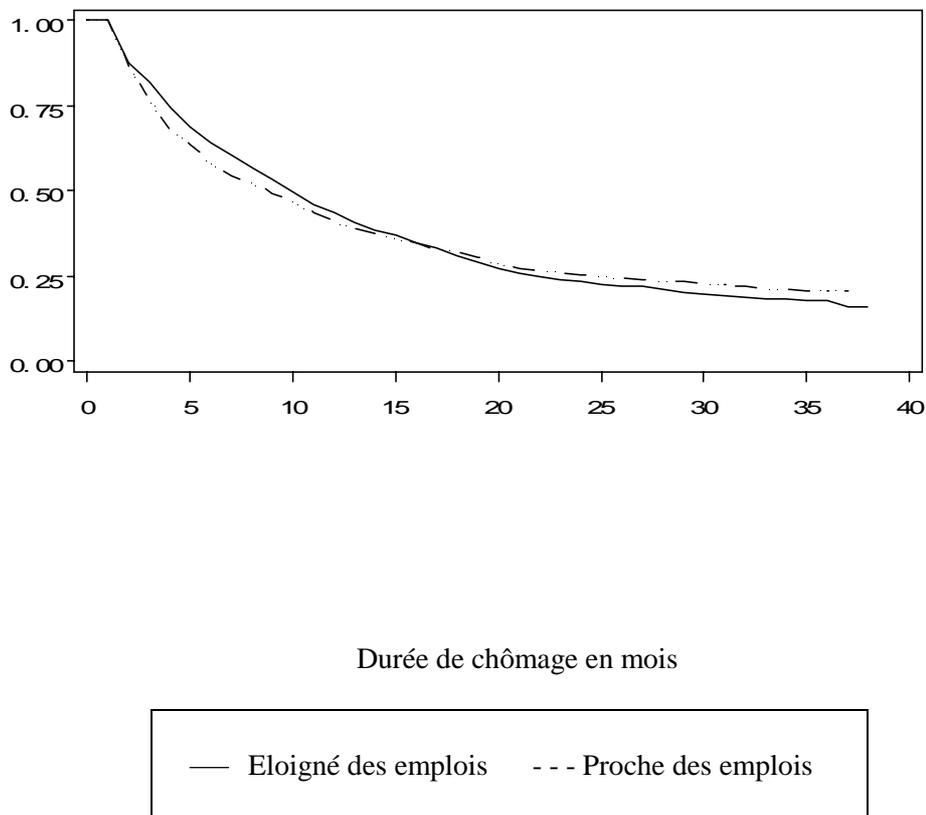
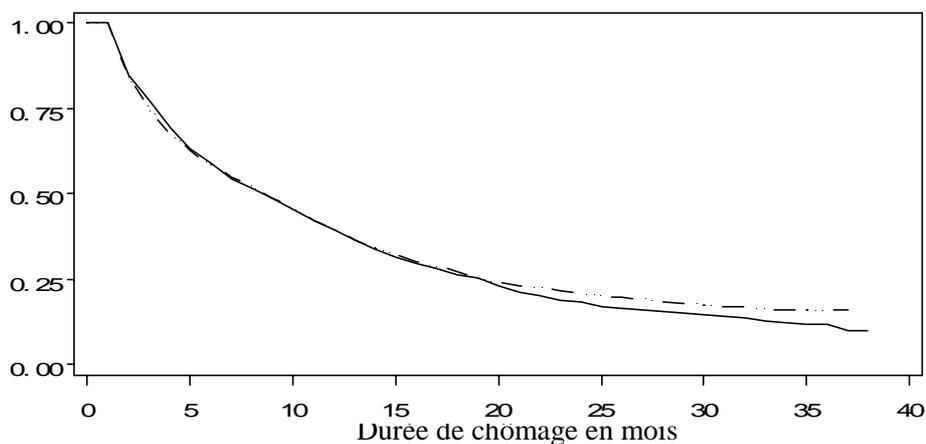


Figure 2 : Fonctions de survie et effet de la distance aux emplois (CENTRE 1) : Femmes avec enfants



En ce qui concerne les femmes avec enfants (figure 2), l'influence de l'éloignement des emplois sur le taux de survie apparaît légèrement plus marqué en dessous de 15 mois d'ancienneté. Les femmes avec enfants subissent également de manière plus sensible les effets de l'éloignement des agences locales de l'ANPE comme en témoigne la comparaison des profils de survie au chômage présentés dans les figures 3 et 4.

Figure 3 : Fonctions de survie et effet de la distance à l'ANPE : échantillon total



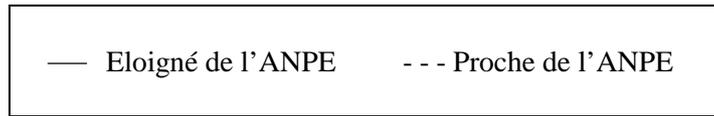
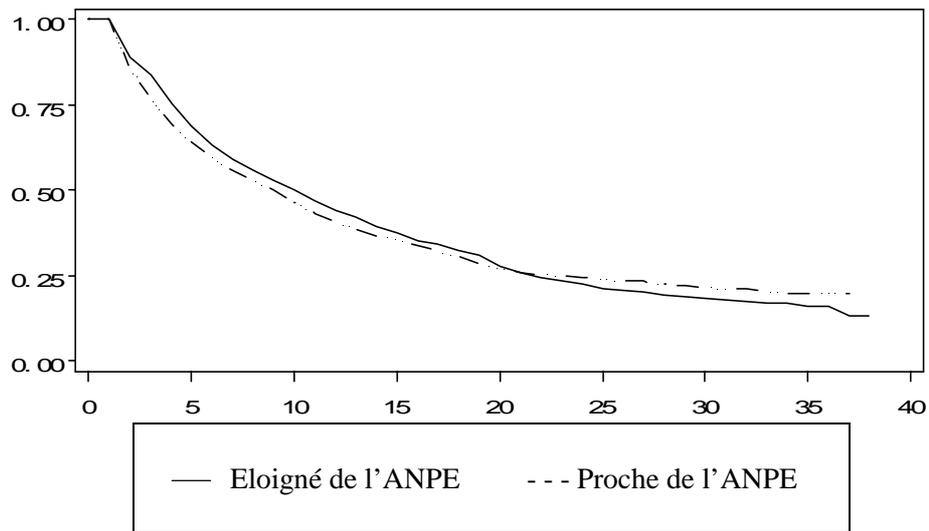


Figure 4 : Fonctions de survie et effet de la distance à l'ANPE : femmes avec enfants



Enfin, les individus de l'échantillon titulaires d'un permis de conduire ou possédant une automobile réduisent de manière très sensible leur durée de séjour dans l'état de chômage (figures 5 et 6).

Figure 5 : Fonctions de survie et permis de conduire

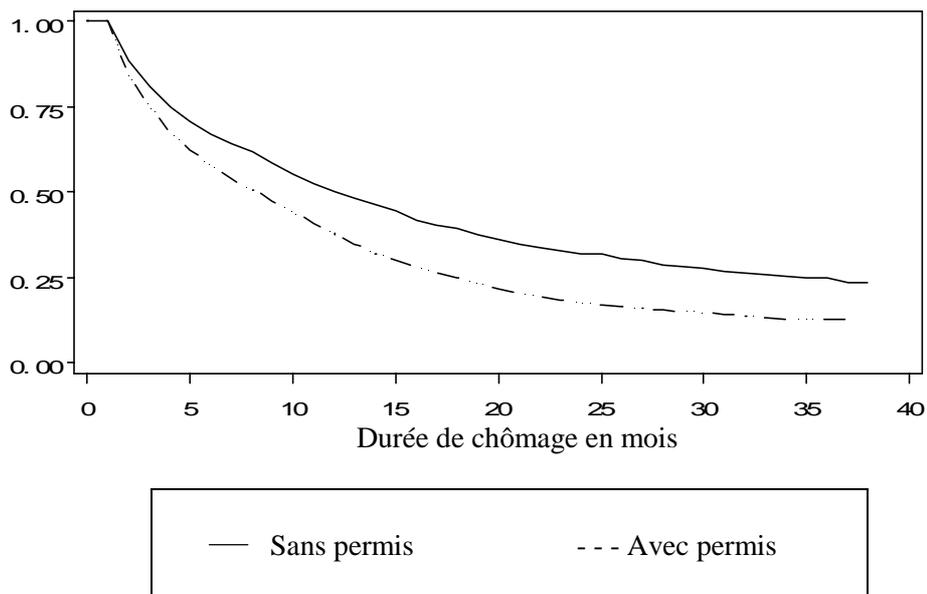
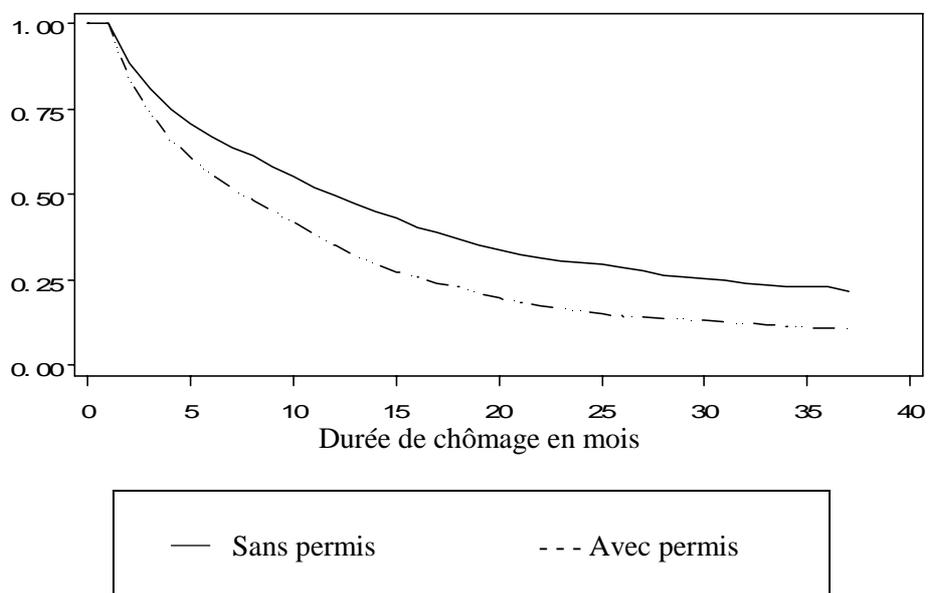


Figure 6 : Fonctions de survie et possession d'une automobile



3. Le modèle économétrique et les résultats des estimations

Le modèle économétrique proposé vise à estimer la probabilité d'accès à l'emploi nouveau conditionnelle à la décision d'élargissement de la zone de prospection par rapport à la distance domicile - travail du dernier emploi occupé. Plus précisément, l'estimation économétrique proposée doit permettre d'affiner les résultats issus de l'analyse non - paramétrique précédente en évaluant l'influence de cette décision sur la probabilité d'accès à l'emploi, compte tenu des contraintes spatiales supportées par les individus.

La première difficulté d'une telle estimation économétrique tient au caractère indirectement observable de la variable d'intérêt (choix de l'horizon spatial de recherche) à partir, d'une part, des localisations du domicile et du nouveau lieu de travail et, d'autre part, de l'information collectée sur la décision de déménagement ayant éventuellement accompagné l'acceptation du nouvel emploi. Pour les individus de l'échantillon dont le retour à l'emploi a été assorti d'un déménagement, on considère que la zone de prospection a été élargie. Il en est de même pour ceux qui n'ont pas déménagé, mais dont l'acceptation du nouvel emploi les a amenés à augmenter leur distance de déplacement domicile - travail. Pour les individus observant un épisode de chômage en cours, la distance de prospection est par nature inobservable puisque seule la localisation de l'emploi occupé avant la période de chômage est disponible dans l'enquête. Pour tenir compte de cette censure, on a construit une variable latente notée P^* (correspondant à la variable PROSPECT dans l'annexe 1) prenant la valeur unitaire pour les individus de l'échantillon dont le retour à l'emploi s'est accompagné d'une augmentation de la distance de prospection et zéro pour les autres. On note ainsi que pour 52,8% des individus une mobilité spatiale ou une augmentation de la distance domicile - travail a accompagné l'accès au nouvel emploi.

La deuxième difficulté rencontrée dans l'estimation économétrique tient au caractère endogène de la décision de la distance de prospection. Pour cela nous instrumentons la variable P^* (Heckman et Robb 1985) sur des variables contrôlant les contraintes perçues par les individus quant aux possibilités de déplacement. Eu égard à la nature discrète de cette variable,

l'instrumentation est menée à partir de l'estimation d'un modèle probit. La probabilité estimée \hat{P} est ensuite introduite dans l'estimation de l'équation probit d'accès à l'emploi suivante:

$$S_i^* = \alpha' Z_i + \beta \hat{P}_i + \varepsilon_i$$

Où S^* est une variable latente partiellement observable telle que:

$$S_i = 0 \Leftrightarrow S_i^* = W - V < 0 \quad (\text{poursuite de la recherche})$$

et

$$S_i = 1 \Leftrightarrow S_i^* = W - V \geq 0 \quad (\text{acceptation de l'emploi})$$

où W (respectivement V) est la fonction valeur associée à l'acceptation d'un salaire supérieur ou égal au salaire de réserve (respectivement à la poursuite de la recherche dans l'état de chômage).

Z_i est un vecteur contrôlant l'influence des caractéristiques individuelles et des modes d'accès à l'emploi sur la probabilité d'insertion.

Pour contrôler l'existence d'un éventuel biais d'hétéroscédasticité inhérent à

l'introduction de la variable prédite \hat{P} , cette seconde équation sera également estimée par un modèle de probabilité linéaire en appliquant à l'estimation par les MCO un test d'hétéroscédasticité de Breusch et Pagan (1979) et la méthode de correction de White. Celle-ci permet en effet d'obtenir des t-tests non biaisés en présence d'une éventuelle hétéroscédasticité des résidus. La possibilité d'estimer un modèle d'équations simultanées de type probit en contrôlant à la fois les biais d'endogénéité et d'hétéroscédasticité a été explorée par Van de Ven, Wynand et Van Praag (1981) et Levy-Garboua et Montmarquette (1992). Comme l'ont montré les auteurs, cette méthode impose de redoutables problèmes de résolution numérique. Le modèle économétrique proposé permet de contrôler ces sources de biais sans avoir à supporter de telles contraintes.

Les résultats économétriques sont présentés dans les tableaux 1 et 2

Tableau 1 : Estimation économétrique de l'équation PROBIT d'augmentation de la distance de prospection (variable PROSPECT)

| Variables | Coefficient | Effets marginaux | T de Student |
|--|-------------|------------------|--------------|
| Constante | 0.584 | 0.217 | 7.11*** |
| AGE1:[16 ;25[| Réf. | Réf. | |
| AGE2: [25 ;34[| -0.231 | -0.109 | -3.95*** |
| AGE3: [34 ;50[| -0.374 | -0.158 | -6.42*** |
| AGE4 :[50 et +[| -0.816 | -0.286 | -8.25*** |
| FEMME | 0.0256 | 0.006 | 0.364ns |
| ENFANT *FEMME: femme avec au moins 1enfant | -0.229 | -0.087 | -3.07*** |
| AUTO : avoir une voiture | 0.358 | 0.124 | 6.18*** |
| PERMIS : avoir le permis de conduire | 0.131 | 0.073 | 1.93* |
| ALLOCLOG : allocation d'aide au logement | -0.203 | -0.082 | -4.37*** |
| PROPRI : propriétaire | 0.162 | 0.060 | 3.34*** |
| INDEMCHO : a perçu indemnités chômage | -0.249 | -0.092 | -5.45*** |
| ANP1 : proche [0 ;4[| -0.215 | -0.079 | -4.54*** |
| ANP2 : éloigné [4 et +] | Réf. | Réf. | |
| CENTRE1 : proche[0 ; 15 Km[| -0.117 | -0.045 | -2.66*** |
| CENTRE2 : assez et très éloigné[15 ; 70Km] | Réf. | Réf. | |
| Nombre d'observations | 3798 | | |

| | | | |
|----------------------------|----------|--|--|
| Log vraisemblance | -2416.31 | | |
| Ratio de vraisemblance | 339.85 | | |
| % de prédictions correctes | 63.6 | | |

(***) significatif au seuil de 1% ; (**) significatif au seuil de 5% ; (*) significatif au seuil de 10% ; (ns) :non-significatif. Le ratio de vraisemblance retenu pour tester l'hypothèse d'homoscédasticité des résidus est : $L_{rh}=2(\text{Log}L_{rh}-\text{Log}L)$ où Log L est le log de vraisemblance de la régression et LogL_{rh} est le log de vraisemblance associé à l'hypothèse d'hétéroscédasticité des résidus. La statistique de test suit une loi du Chi-2 (test réalisé à partir du logiciel LIMDEP7).

Les résultats économétriques recensés dans le tableau 1 confirment que les contraintes spatiales rencontrées par les individus dans leur recherche d'emploi exercent un effet très significatif sur la décision d'élargissement de la zone de prospection. La proximité du domicile aux ALE comme aux bassins d'emploi réduit la distance de prospection. Du point de vue des caractéristiques individuelles, les individus âgés manifestent comme les femmes avec enfants une plus faible propension à élargir le champ spatial de leur recherche, ce dernier résultat rejoignant sur données françaises les résultats obtenus par Van den Berg et alii (1997). Les chômeurs indemnisés témoignent également d'une plus faible propension à la mobilité spatiale au cours de la recherche. Les résultats confirment également, comme les travaux traitant du *spatial mismatch* sur données américaines, que les contraintes de coût de prospection subies par les individus lorsqu'ils augmentent leur zone de recherche sont atténuées pour ceux qui parmi eux disposent d'un moyen de locomotion privé ou sont titulaires d'un permis de conduire. D'autres variables caractéristiques des conditions d'accès aux autres modes de transport ont été systématiquement introduites dans l'estimation de cette équation sans apporter de contribution statistiquement significative. Concernant les variables indicatrices du niveau de vie des ménages, on note que les propriétaires manifestent une plus grande mobilité que les locataires alors que les ménages situés au bas de l'échelle des revenus et identifiés dans l'échantillon par les bénéficiaires d'une allocation logement, subissent une contrainte de coût de recherche qui les amène à réduire leur distance de prospection.

Tableau 2 : Estimation économétrique de l'équation PROBIT d'accès à l'emploi

| Variables | Coefficient | Effets marginaux | T de Student |
|---|-------------|------------------|--------------|
| Constante | -0.687 | -0.224 | -2.93*** |
| PROSPECT (probabilité estimée) | 2.203 | 0.719 | 9.25*** |
| AGE1:[16 ;25[| Réf. | | |
| AGE2: [25 ;34[| -0.167 | -0.054 | -1.90* |
| AGE3: [34 ;50[| -0.196 | -0.064 | -2.11** |
| AGE4 :[50 et +[| -0.370 | -0.121 | -2.57*** |
| ETPRI: études primaires | -0.324 | -0.106 | -2.92*** |
| CYEN1: 1 ^{er} cycle enseign. gén. | -0.431 | -0.141 | -4.36*** |
| CYEN2 : 2 ^{ème} cycle enseign. gén. | -0.224 | -0.073 | -1.99** |
| ENTC : enseign. techn.court | -0.241 | -0.078 | -2.97*** |
| ENTLetSUP : enseign. techn. long et supérieur | Réf. | | |
| FRANC : français | 0.278 | 0.091 | 3.29*** |
| MARIE : être marié | 0.151 | 0.049 | 2.49*** |
| CPPL : cadres, professions libérales | 0.092 | 0.031 | 0.66ns |
| PIIT : professions intermédiaires | 0.242 | 0.079 | 2.58*** |
| OUVR : ouvriers | 0.116 | 0.038 | 1.87* |
| EMPY : employés | Réf. | | |
| LICEN : licenciement | -0.140 | -0.046 | -1.68* |
| FINCDD : fin de CDD | 0.261 | 0.085 | 3.16*** |
| DEMIS : démission | Réf. | | |
| RESEAU : relations perso, profess et famille | 0.046 | 0.015 | 0.76ns |
| INTPUB : ANPE, ML, mairie | -0.096 | -0.032 | -1.66* |
| INTERI : intérim | 0.070 | 0.023 | 1.05ns |
| PROMAR : candidature spontanée, annonces | Réf. | | |
| ECOCON : école, concours | Réf. | | |
| BCQRECHE : [10 ; 20et +[| Réf. | | |
| MOYRECH : [5 ;10 | -0.143 | -0.046 | -2.25** |
| PEURECHE : [0 ;5[| -0.141 | -0.046 | -2.01** |
| INDEMCHO : a perçu indemnités chômage | -0.126 | -0.041 | -1.82* |
| ILE | 0.197 | 0.064 | 2.82*** |
| NORD | 0.249 | 0.081 | 3.27*** |
| PACA | Réf. | | |
| Nombre d'observations | 2732 | | |
| Log vraisemblance | -1463.18 | | |
| Ratio de vraisemblance | 347.02 | | |
| % de prédictions correctes | 72.7 | | |

(***) significatif au seuil de 1% ; (**) significatif au seuil de 5% ;(*) significatif au seuil de 10% ; (ns) :non-significatif. Le ratio de vraisemblance retenu pour tester l'hypothèse d'homoscédasticité des résidus est : $Lrh=2(\text{LogLrh}-\text{LogL})$ où Log L est le log de vraisemblance de la régression et LogLrh est le log de vraisemblance associé à l'hypothèse d'hétéroscédasticité des résidus. La statistique de test suit une loi du Chi-2 (test réalisé sur les estimations MCO du modèle de probabilité linéaire à partir du logiciel LIMDEP7 –cf Annexe).

Les résultats économétriques obtenus dans l'estimation de l'équation probit d'accès à l'emploi (Tableau 2) restituent les effets habituellement observés dans l'analyse des taux de sortie du chômage des principaux attributs individuels tels que l'âge, le niveau de formation et le statut matrimonial sur la probabilité d'accès à l'emploi (variable ACCES). Les effets marginaux montrent que

par rapport aux employés, les ouvriers et mieux encore les professions intermédiaires manifestent un avantage comparatif dans l'accès à l'emploi. La catégorie des cadres et professions libérales, il est vrai peu représentative de l'échantillon (5% de la population), n'exerce pas d'effet statistiquement significatif sur la probabilité d'accès à l'emploi. Les motifs d'entrée au chômage font apparaître des effets fortement discriminants à l'avantage des fins de contrats à durée déterminée et au détriment des licenciements, résultat qui reflète l'effet de stigmatisation qui peut toucher les travailleurs licenciés sur le marché du travail.

Les stratégies d'intermédiation mobilisées pour la collecte d'information lors de la prospection manifestent comme dans d'autres études réalisées dans ce domaine (Bull, Ornati, Tedeschi 1987, Lagarenne et Marchal 1995, Lindeboom et Van Ours 1997), des effets très typés selon le type d'intermédiation. Ainsi, par référence aux procédures marchandes, l'intermédiation publique de l'ANPE réduit les chances d'accès à l'emploi alors que le recours aux agences privées de placement comme la mobilisation des réseaux sociaux ne manifestent pas d'effets particulièrement significatifs. On doit bien entendu analyser avec prudence ce résultat qui d'une part peut manifester le caractère auto-sélectif du choix de l'intermédiation publique par les chômeurs cumulant les plus grandes difficultés d'insertion et d'autre part ne tient pas compte des éventuels effets de combinaison des modes de recherche, les chercheurs pouvant cumuler plusieurs modes lors de la prospection. On note également qu'une faible intensité de recherche réduit les chances d'insertion professionnelle et que l'indemnisation exerce l'effet négatif attendu sur l'accès à l'emploi en augmentant le salaire de réserve du chercheur d'emploi. Enfin, l'introduction d'effets spécifiques régionaux montre que la situation des marchés locaux de l'emploi permet aux individus des régions Ile de France et Nord de mieux s'insérer en moyenne que ceux de la région PACA.

Le coefficient de la variable « prospect » qui indique les valeurs estimées de la variable contrôlant l'endogénéité de la distance de prospection est significatif et de signe positif. Le test de Breusch et Pagan (1979) et l'estimation du modèle par les MCO en appliquant la méthode de correction de White permettent de renforcer la robustesse économétrique de ce résultat en témoignant de l'absence d'un biais d'hétéroscédasticité des résidus (cf. annexe 2). Ce résultat permet donc de conclure que, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité d'accès à l'emploi est d'autant plus élevée que les individus investissent dans des distances de prospection importantes. Ainsi, l'effet direct positif de l'augmentation du taux d'arrivée des offres qui accompagne l'élargissement de la zone de prospection semble en moyenne plus que compenser les effets induits négatifs d'une augmentation du salaire de réserve.

4. Conclusion

A partir de l'exploitation des données de l'enquête « Trajectoires des Demandeurs d'Emploi » cet article s'est attaché à étudier la sensibilité de la probabilité de sortie de l'état de chômage aux contraintes spatiales rencontrées par les individus au cours de la prospection. A l'instar des travaux empiriques traitant du *spatial – mismatch*, une estimation non – paramétrique des taux de sortie du chômage permet de mettre en évidence le caractère particulièrement discriminant de la distance aux emplois, de la structure familiale et des moyens de déplacement des chômeurs sur la durée des épisodes de chômage. L'estimation économétrique d'une équation probit d'accès à l'emploi est menée pour contrôler l'influence des contraintes spatiales et le caractère endogène de la décision de la zone de prospection. Les résultats économétriques concernant la probabilité d'élargir la zone de recherche montrent que si la proximité du domicile aux ALE comme aux bassins d'emploi réduit la distance de prospection, les femmes avec enfants tendent en moyenne et toutes choses égales par ailleurs à privilégier une recherche d'emploi à proximité de leur domicile. Ces résultats rejoignent quelques-unes de conclusions de Van den Berg et alii (1997) issues de l'estimation économétrique d'un modèle structurel de recherche sur données hollandaises. Comme dans les travaux empiriques sur données américaines traitant du *spatial mismatch*, les résultats confirment également que les facteurs favorisant la mobilité spatiale des individus (moyen de locomotion, niveau de revenu,...) jouent significativement dans la décision d'élargissement de la zone de prospection. Au total, les résultats des estimations économétriques proposées permettent de conclure sur l'influence positive et significative de l'étendue de l'horizon spatial de la recherche d'emploi sur le taux de sortie du chômage. L'effet direct de l'accroissement des offres d'emploi lié à l'élargissement spatial de recherche semble ainsi plus que compenser les effets induits des coûts directs et d'opportunité du déplacement au cours de la prospection sur le salaire de réserve.

L'ensemble de ces résultats converge pour montrer que la dimension spatiale de la recherche joue un rôle déterminant dans les conditions du retour à l'emploi.

5. Bibliographie

Bull C., Ornati O. et Tedeschi P. (1987): « Search, Hiring Strategies, and Labor Market Intermediaries », *Journal of Labor Economics*, vol. 5, No 4, Octobre.

Breusch T.S. et Pagan A.R. , (1979), A simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation, *Econometrica*, Vol. 47, pp. 1287-1294.

Burdett et Mortensen D.T., (1978), Labor Supply under Uncertainty, *Research in Labor Economics*, 2, pp.109-158.

Fougère D., Pradel J. et Roger M., (1996), Intensité de recherche d'emploi et taux de sortie du chômage : une analyse économétrique sur données individuelles, *13èmes Journées de Micro-économie Appliquée*.

Greenwald, B., (1986), Adverse Selection in the Labour Market, *Review of Economic Studies*, 53, 325-347.

Holzer H.J., Ihlandfeld K.R. et Sjoquist D.L., (1994), Work, Search and Travel among White and Black Youth, *Journal of Urban Economics*, 35, pp. 320-345.

Kain J., (1992), The spatial mismatch hypothesis three decades later, *Housing Policy Debate*, 3, pp. 371-462.

Lagarenne C. et Marchal E. (1995): « Recrutements et Recherche d'emploi », *Lettre du Centre d'Etudes de l'Emploi*, juin.

Lancaster T., (1990), The Econometric Analysis of Transition Data, *Econometric Society Monographs*, New York, Cambridge University Press.

Le Jeannic Th., (1996), Une nouvelle approche territoriale de la ville, *Economie et Statistique*, n°294-295, pp. 25-45.

Levy-Garboua L. et Montmarquette C ., (1992), Une étude économétrique de la demande de théâtre sur données individuelles, *Economie et Prévision*, 5, 121.

Lindeboom M., Van Ours Y.(1997) : An empirical analysis of the effectiveness of search channels for employed and unemployed workers, *Centre of Economic Performance*, London School of Economics, janvier.

Mortensen D.T., (1986), Job search and labor market analysis, in Ashenfelter O. and Layard R. (ed.), *Handbook of Labor Economics*, Chap. 15, vol.2.

Petrongolo B. et Wasmer E. (1999): Appariements des marchés régionaux du travail: une comparaison France – Grande- Bretagne, pp.39-54, in *Emploi, Concurrence et Concentrations Spatiales*, Catin M., Lesueur J.Y. et Zenou Y. ed. Ed. Economica Paris.

Rogers C.L., (1997), Job search and unemployment duration: Implications for the spatial mismatch hypothesis, *Journal of Urban Economics*, 42, pp. 109-132.

Rouwendal J. , (1999) , Spatial job search and commuting distances, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 29, pp. 491-517.

Thurow L., 1975, *Generating inequality*, Basic Books.

Van Den Berg G.J. et Gorter C., (1997), Job Search and Commuting Time, *Journal of Business and Economics Statistics*, 15 (2), pp. 269-281.

Van Den Berg G.J. (1995), Explicit Expressions for the Reservation Wage Path and the Unemployment Duration Density in Nonstationary Job Search Models, *Labour Economics*, Vol. 2 N°2, juin pp. 187-199

Van de Ven, Wynand P.M.M. et B. M.S. Van Praag, 1981, The Demand for Deductibles in Private Health Insurance - A Probit model with Sample Selection, *Journal of Econometrics*, 17, pp 229-252.

Zénou Y., (2000), Unemployment in cities, in Huriot J-M, Thisse J-F, *Economics of cities*, New York, Cambridge University Press, pp. 343-389.

Annexe 1: Description statistique des variables de l'échantillon

| Variables | 0 (%) | 1 (%) | Observations |
|--|-------|-------|--------------|
| AGE1 : [16 ;25[| 70.1 | 29.9 | 6374 |
| AGE2 : [25 ;34[| 67.0 | 33.0 | 6374 |
| AGE3 : [34 ;50[| 68.1 | 31.9 | 6374 |
| AGE4 : [50 et +[| 94.8 | 5.2 | 6374 |
| HOMME | 45.3 | 54.7 | 6374 |
| FEMME | 54.7 | 45.3 | 6374 |
| Nationalité : | | | |
| FRANC : française | 11.9 | 88.2 | 6374 |
| EUROP : européenne | 97.2 | 2.8 | 6374 |
| NOEUR : non européenne | 91.0 | 9.0 | 6374 |
| MARIE : être marié | 46.3 | 53.7 | 6374 |
| ENFANT : avoir au moins un enfant | 24.6 | 75.4 | 5787 |
| Niveau d'études : | | | |
| ETPRI : études primaires | 90.5 | 9.5 | 6143 |
| CYEN1 : 1 ^{er} cycle enseign. gén. | 86.6 | 13.4 | 6143 |
| CYEN2 : 2 ^{ème} cycle enseign. gén. | 91.7 | 8.3 | 6143 |
| ENTC : enseign. techn. Court | 58.2 | 41.8 | 6143 |
| ENTL : enseign. Techn. Long | 91.0 | 9.0 | 6143 |
| ENSUP : enseign. Supérieur | 81.9 | 18.1 | 6143 |
| Durée du dernier emploi en années : | | | |
| DURCTE : [0 ;2[| 36.4 | 63.6 | 4870 |
| DURMOY : [2 ;5[| 80.0 | 20.0 | 4870 |
| DURLGE : [5 et +[| 83.6 | 16.4 | 4870 |
| PCS du dernier emploi de l'individu : | | | |
| CPPL : cadres, professions libérales | 95.0 | 5.0 | 5133 |
| PIIT : professions intermédiaires | 87.3 | 12.7 | 5133 |
| EMPY : employés | 61.4 | 38.6 | 5133 |
| OUVR : ouvriers | 56.3 | 43.7 | 5133 |
| Cause de départ du dernier emploi : | | | |
| LICEN : licenciement | 64.0 | 36.0 | 5108 |
| DEMIS : démission | 86.4 | 13.6 | 5108 |
| FINCDD : fin de CDD | 54.1 | 45.9 | 5108 |
| Moyens principaux de recherche d'emploi : | | | |
| RESEAU : relations perso, profess et famille | 57.3 | 42.7 | 5143 |
| PROMAR : candidature spontanée, annonces | 70.2 | 29.8 | 5143 |
| INTPUB : ANPE, ML, mairie | 88.5 | 11.5 | 5143 |
| INTERI : intérim | 85.3 | 14.7 | 5143 |
| ECOCON : école, concours | 96.9 | 3.1 | 5143 |
| Heures consacrées à la recherche /semaine | | | |
| PEURECHE : [0 ;5[| 73.3 | 26.7 | 5539 |
| MOYRECH1 : [5 ;10[| 64.2 | 35.8 | 5539 |
| MOYRECH2 : [10 ;20[| 78.0 | 22.0 | 5539 |
| BCQRECHE : [20et +[| 84.6 | 15.5 | 5539 |

Annexe 1 (suite)

| Variables | 0 (%) | 1 (%) | Observations |
|--|---------|------------|--------------|
| INDEMCHO : a perçu indemnités chômage | 42.0 | 58.0 | 6352 |
| ACCES : accès à l'emploi | 25.8 | 74.2 | 6374 |
| ALLOCLOG : allocation d'aide au logement | 54.7 | 45.3 | 5795 |
| LOCATAIR : locataire | 43.1 | 56.9 | 6365 |
| PROPRI : propriétaire | 64.9 | 35.1 | 6365 |
| PERMIS : avoir le permis de conduire | 23.2 | 76.8 | 6368 |
| AUTO : avoir une voiture | 37.9 | 62.1 | 6362 |
| Distance domicile-aies urbaines | | | |
| CENTRE1 : proche [0 à 15 Km[| 54.0 | 46.0 | 6085 |
| CENTRE2 : assez éloigné [15 à 45 Km[| 56.8 | 43.2 | 6085 |
| CENTRE3 : très éloigné [45 à 65 Km[| 89.2 | 10.8 | 6085 |
| Distance domicile-ALE : | | | |
| ANP1 : proche [0 à 4 Km[| 29.5 | 70.5 | 5671 |
| ANP2 : éloigné [4 et plus] | 70.5 | 29.5 | 5671 |
| PROSPECT : a élargi sa zone de prospection | 47.2 | 52.8 | 5213 |
| Zones d'emploi : | | | |
| CERGY | 88.0 | 12.0 | 6374 |
| MANTES | 90.0 | 10.0 | 6374 |
| POSSY | 87.9 | 12.1 | 6374 |
| ROUBAIX | 83.8 | 16.2 | 6374 |
| LENS | 84.2 | 15.8 | 6374 |
| AIX | 90.8 | 9.2 | 6374 |
| ETANG | 93.2 | 6.8 | 6374 |
| MARSEILLE | 82.1 | 17.9 | 6374 |
| Régions : | | | |
| ILE | 65.9 | 34.1 | 6374 |
| NORD | 68.0 | 32.0 | 6374 |
| PACA | 66.1 | 33.9 | 6374 |
| Type de contrat du nouvel emploi : | | | |
| CAD : contrat aidé | 88.4 | 11.6 | 4472 |
| SAISO : saisonnier | 97.3 | 2.7 | 4472 |
| CDD : contrat à durée déterminée | 59.7 | 40.3 | 4472 |
| CI : contrat à durée indéterminée | 72.5 | 27.5 | 4472 |
| Moyen de recherche du nouvel emploi : | | | |
| PRMA : procédures marchandes | 69.0 | 31.0 | 3662 |
| ANPE | 86.2 | 13.8 | 3662 |
| RESO : relations perso, profess. et famille | 53.0 | 47.0 | 3662 |
| ECOLE | 96.3 | 3.7 | 3662 |
| MAIRIE | 97.2 | 2.8 | 3662 |
| INT : intérim | 82.9 | 17.1 | 3662 |
| | Moyenne | Ecart-type | |
| CHOMDUR : durée du chômage en mois | 10.4277 | 9.7215 | 6374 |

Annexe 2 : Estimation du modèle par les MCO avec contrôle de l'hétéroscédasticité des résidus

Tableau 3 : Estimation économétrique de l'équation d'accès à l'emploi
(MCO avec correction de White)

| Variables | Coefficient | T de Student |
|---|--------------|----------------|
| Constante | 0.27 | 3.72*** |
| PROSPECT (probabilité estimée) | 0.692 | 9.14*** |
| AGE1:[16 ;25[| Réf. | |
| AGE2: [25 ;34[| -0.032 | -1.44ns |
| AGE3: [34 ;50[| -0.041 | -1.57ns |
| AGE4 :[50 et +[| -0.114 | -2.37** |
| ETPRI: études primaires | -0.095 | -2.73*** |
| CYEN1: 1 ^{er} cycle enseign. gén. | -0.123 | -4.03*** |
| CYEN2 : 2 ^{ème} cycle enseign. gén. | -0.054 | -1.64* |
| ENTC : enseign. techn. Court | -0.057 | -2.67*** |
| ENTL et SUP : enseign. techn. Long et supérieur | Réf. | |
| FRANC : français | 0.087 | 2.86*** |
| MARIE : être marié | 0.046 | 2.46** |
| CPPL : cadres, professions libérales | 0.036 | 0.917ns |
| PIIT : professions intermédiaires | 0.076 | 2.92*** |
| OUVR : ouvriers | 0.035 | 1.76* |
| EMPY : employés | Réf. | |
| LICEN : licenciement | -0.049 | -1.91* |
| FINCDD : fin de CDD | 0.075 | 3.05*** |
| DEMIS : démission | Réf. | |
| RESEAU : relations perso, profess et famille | 0.015 | 0.84ns |
| INTPUB : ANPE, ML, mairie | -0.027 | -1.59ns |
| INTERI : intérim | 0.020 | 1.05ns |
| PROMAR : candidature spontanée, annonces | Réf. | |
| ECOCON : école, concours | Réf. | |
| BCQRECHE : [10 ; 20et +[| Réf. | |
| MOYRECH : [5 ;10 | -0.046 | -2.39** |
| PEURECHE : [0 ;5[| -0.047 | -2.22** |
| INDEMCHO : a perçu indemnités chômage | -0.029 | -1.45ns |
| ILE | 0.060 | 2.78*** |
| NORD | 0.077 | 3.21*** |
| PACA | Réf. | |
| Nombre d'observations | 2732 | |
| R2 | 0.12 | |
| R2 ajusté des degrés de liberté | 0.11 | |
| Test d'hétéroscédasticité (Lrh) (Breusch-Pagan) | 143.10 ns | |

(***) significatif au seuil de 1% ; (**) significatif au seuil de 5% ; (*) significatif au seuil de 10% ; (ns) :non-significatif. Le ratio de vraisemblance retenu pour tester l'hypothèse d'homoscédasticité des résidus est : $Lrh=2(\text{LogLrh}-\text{LogL})$ où Log L est le log de vraisemblance de la régression et LogLrh est le log de vraisemblance associé à l'hypothèse d'hétéroscédasticité des résidus. La statistique de test suit une loi du Chi-2.