

Recherche d'emploi, Contraintes Spatiales et Durée de Chômage : une analyse microéconométrique

Khaled Bouabdallah*, Sandra Cavaco* et Jean-Yves Lesueur*

E-mail : bouabdallah@gate.cnrs.fr, cavaco@gate.cnrs.fr, lesueur@gate.cnrs.fr
WP 01-17

Résumé :

Un modèle de recherche d'emploi est proposé afin d'expliquer les déterminants du choix de l'horizon spatial de la recherche et l'effet de ce choix sur la durée du chômage. Cette question se trouve au croisement de deux champs d'application de la microéconomie : la microéconomie de l'emploi d'un côté, et la microéconomie spatiale de l'autre. Les propriétés de statique comparative d'un modèle de recherche à horizon spatial endogène sont soumises à réfutation en recourant à l'économétrie des modèles de durée. Les estimations ont été réalisées à partir de la base de données individuelles issues de l'enquête TDE de la DARES¹. Il ressort que l'élargissement de la zone de recherche permet de réduire la durée de chômage. L'accroissement des offres qui accompagne cet élargissement compense largement les coûts directs et d'opportunité liés à la prospection.

Mots clés : recherche d'emploi, modèles de durée, localisation des emplois, distance domicile-travail
Classification JEL : J61, J64

Spatial Job Search Strategy and Unemployment Duration : The French Labour Market Evidence

Abstract :

Considering a job search model, this paper investigates what conditions unemployed workers' geographic scope choice for their job search activities and its impact on unemployment duration. The properties of this model are tested by means of duration models econometrics. Econometric tests are carried out on individual transition data drawn from the French TDE survey of the DARES. We conclude

¹ L'exploitation dans cet article des 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.

to a negative effect of the prospected area enlargement on unemployment duration. The increased job opportunities allowed by such an enlargement seem then to overcome the costs of searching further.

Key words: job search, duration model, job location, residence-workplace distance

1. Introduction

Le retour à l'emploi est conditionné par une multiplicité d'éléments. Si certains d'entre eux concernent plus directement les caractéristiques individuelles des travailleurs à la recherche d'un emploi, d'autres peuvent mettre en cause leur environnement. Le lieu de résidence, centre ville ou périphérie, l'éloignement des zones de concentration des emplois sont ainsi autant de facteurs qui peuvent influencer le comportement comme le succès de la recherche d'emploi. Cette question se trouve au croisement de deux champs d'application de la microéconomie : la microéconomie de l'emploi d'un côté, et la microéconomie spatiale, de l'autre.

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) notamment, à éclairer les conditions du retour à l'emploi. La variable de décision dans l'acceptation d'un emploi est souvent réduite à l'identification d'un salaire de réserve. De manière générale, si le rôle de l'imperfection de l'information et de l'hétérogénéité des agents (caractéristiques des offres d'emploi et des demandes d'emploi) ont été particulièrement privilégiées par la littérature, en revanche, l'influence de la composante spatiale de la recherche d'emploi a été relativement peu développée dans les travaux tant théoriques qu'économétriques (Petrongolo, Wasmer, 1999, Zenou 2000). Or, on peut penser que la localisation des individus, le temps d'accès aux bassins d'emplois ou la proximité d'une agence locale pour l'emploi, sont autant de variables qui vont conditionner la sortie du chômage.

Dans le cas des villes américaines, les travaux empiriques développés depuis une trentaine d'année ont mis en évidence l'existence d'un *spatial mismatch* (Kain, 1992). Plus précisément, 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 de certains individus sur le marché du travail en fonction de leur localisation. L'examen de cette question a conduit à développer des analyses du chômage urbain (Zénou, 2000).

L'enjeu de cet article est de rendre compte de la situation française en proposant une intégration de la dimension spatiale dans un modèle de recherche d'emploi. En effet, tant au sujet de la localisation des emplois qu'au sujet de la localisation des populations, la configuration de l'espace urbain français se différencie assez nettement du cas américain. L'existence d'un taux de chômage beaucoup plus élevé à la périphérie des grandes villes françaises semble de ce point de vue manifester une des spécificités du *spatial mismatch* à la française.

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. Les estimations économétriques sur données américaines présentées font 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. De plus, la relative faiblesse du niveau de qualification ainsi que des pratiques discriminatoires viennent limiter les probabilités d'offres d'emplois et le niveau des salaires offerts. 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 et de l'organisation spatiale des marchés du travail sur la durée des épisodes de chômage. Les résultats économétriques obtenus à partir de données sur l'état de Pennsylvanie et en mobilisant différents types d'indices d'accès aux emplois retenus, ne permettent pas d'apporter une conclusion nette quant à l'influence de l'organisation spatiale des emplois sur le niveau ou la nature du chômage.

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. Cette contribution très complète met l'accent sur l'articulation entre deux formes de mobilité : la mobilité géographique et la mobilité sur le marché du travail. Les estimations des paramètres du modèle structurel permettent d'identifier des conditions intéressantes sur cet arbitrage. Ainsi, le nombre d'enfants influence les conditions de cet

arbitrage pour les femmes, de même que le degré d'urbanisation, alors que le taux de chômage régional ne joue pas, quant à lui, de rôle significatif.

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 allonge leur durée de chômage. Cet effet peut toutefois être modulé selon les conditions d'accès aux moyens de transport. L'éloignement des zones d'emploi affecte l'efficacité de la recherche en réduisant les opportunités d'appariement.

Le modèle de recherche proposé dans la section suivante a pour objectif d'expliquer quelle est l'influence du choix de l'horizon spatial de la recherche sur le taux de sortie du chômage et ce, compte tenu des contraintes spatiales supportées par les individus. Dans une troisième section, les propriétés d'équilibre du modèle seront soumises à réfutation en recourant à l'économétrie des modèles de durée. Pour cela, la base de données individuelles issues de l'enquête « Trajectoires des Demandeurs d'Emplois » de la DARES (Ministère de l'emploi) sera exploitée.

2. Le modèle structurel de recherche

On considère un modèle de recherche d'emploi en équilibre partiel à environnement stationnaire dans lequel la zone spatiale de prospection comme le salaire de réserve sont endogènes. La structure générale du modèle s'inspire des modèles à intensité de recherche endogène (Burdett et Mortensen 1978, Mortensen 1986, Fougère, Pradel et Roger 1996). S'agissant d'un modèle à deux états (chômage - emploi), on suppose que la distance domicile - poste vacant dans la prospection (notée d) est, soit toujours supérieure à la distance domicile-travail acceptée dans le dernier emploi occupé (\bar{d}), soit strictement positive (cas de la primo-insertion). Soit au total: $0 < \bar{d} < d$. Comme Holzer, Ihlanfeldt et Sjoquist, 1994, cette hypothèse conduit à supposer qu'un individu ayant déjà connu une transition dans l'emploi caractérisée par un trajet domicile-travail \bar{d} retiendra dans son prochain épisode de chômage une zone de recherche (d) supérieure au trajet domicile - travail qu'il avait consenti jusqu'ici. Le coût instantané de la recherche est donc directement influencé par la distance de déplacement consentie au cours de la prospection soit la fonction de coût de recherche suivante :

$$C_R(d) = A_i \cdot d^{1+a} \quad \text{avec } 0 < a < 1$$

où A_i est une constante positive dont l'indice i tient compte de l'hétérogénéité des types des chercheurs d'emploi vis à vis de leurs contraintes de déplacement (moyens de locomotion, alternatives de choix modal de transport disponibles...);

avec les propriétés suivantes :

$$C_R(0) = 0; C'_R(0) = 0; C''_R(d) > 0; C'''_R(d) > 0$$

Le coût de déplacement effectif domicile - travail supporté pour chaque emploi correspond à la valeur prise par la fonction de coût de prospection pour la distance « domicile - travail » \bar{d} de l'emploi accepté après la mise en relation avec le poste vacant soit $\bar{C} = C_R(\bar{d})$. On suppose donc que coût de déplacement dans la prospection et coût de déplacement dans l'emploi sont caractérisés par la même forme fonctionnelle. Au total, si d^* est la distance de prospection optimale déterminée par le chômeur - chercheur, on peut écrire :

$$\bar{C} = C_R(\bar{d}) < C_R(d^*) \quad \forall \bar{d}, 0 < \bar{d} < d^*$$

La productivité dans la recherche d'emploi des employés est supposée nulle dans ce modèle de sorte que seuls les chômeurs se voient offrir des postes vacants. Le taux global d'arrivée des offres obéit à deux types de stratégies de recherche. D'une part une stratégie « passive » par laquelle l'individu reçoit les mises en relations proposées par l'agence locale ANPE compétente. A l'externalité issue des mises en relations proposées par l'ANPE s'ajoute une stratégie de recherche « active » par laquelle l'individu va, au delà de la zone de compétence administrative de l'ALE dont il dépend, déterminer de manière optimale sa zone spatiale de prospection (d^*). Cette deuxième source d'arrivée des offres mobilisant d'autres procédures de recherche (relations personnelles, procédures marchandes) que l'intermédiation de l'ANPE, peut lui permettre de collecter des offres d'emplois disponibles dans la zone d'emploi considérée et non enregistrées par l'ANPE.

Le taux d'arrivée des offres noté I_0 est gouverné par une loi de Poisson. Il est d'autant plus élevé que le lieu de résidence est proche de l'agence locale de l'emploi (ALE) et /ou que le chômeur réside à proximité d'un bassin d'emploi. Si l'on note X la distance domicile - ANPE, Y la distance aux emplois (bassin d'emploi le plus proche), et γ un paramètre mesurant l'efficacité individuelle de la recherche, il est possible de définir le taux global d'arrivée des offres comme suit :

$$I = g I_0 + d) \quad \text{avec} \quad \frac{dI_0}{dX} < 0 \text{ et } \frac{dI_0}{dY} < 0$$

A chaque séquence de recherche de durée h , la probabilité de recevoir une offre de salaire est Ih . Les propositions de salaire w sont issues d'un tirage aléatoire à partir d'une fonction de répartition $F(w)$ de densité $f(w)$. On suppose que les travailleurs sont neutres vis à vis du risque, leur horizon temporel est infini et leur taux de préférence pour le présent est noté ρ . La fonction valeur d'un chômeur est notée V et b est le montant des indemnités chômage perçues. Le revenu instantané d'un chômeur est donc le montant des indemnités chômage nettes du coût instantané de prospection soit : $b - C_R(d)$. La fonction valeur d'un travailleur occupant un emploi au salaire w assorti d'un déplacement domicile - travail \bar{d} , s'écrit $W(w - \bar{C}, \bar{d})$. Son revenu instantané est le salaire net du coût de déplacement domicile - travail associé à cet emploi soit : $w - \bar{C}$. Le problème d'optimisation dynamique auquel est confronté le travailleur représentatif est résolu en utilisant le principe d'optimalité de Bellman. Les individus maximisent leurs flux de revenus escomptés sous l'hypothèse que leurs décisions à toutes les séquences de recherche futures sont optimales.

A chaque séquence de recherche h , un chômeur peut soit accepter un emploi soit refuser un emploi et poursuivre la recherche. S'il accepte un emploi, sa fonction valeur s'écrit :

$$W(w - \bar{C}, \bar{d}) = \frac{w - \bar{C}}{1 + \mathbf{r}h} + \frac{W(w - \bar{C}, \bar{d})}{1 + \mathbf{r}h} \quad (1)$$

Soit encore si $h \rightarrow 0$

$$W(w - \bar{C}, \bar{d}) = \frac{w - \bar{C}}{\mathbf{r}} \quad (2)$$

Le salaire de réserve w^* est celui qui, compte tenu du coût de déplacement domicile travail associé à cet emploi, rend indifférent le chômeur entre accepter cet emploi sur tout le reste de sa durée de vie active ou refuser cet emploi et poursuivre la prospection soit :

$$w^* \text{ tel que } W(w^* - \bar{C}, \bar{d}) = V \quad (3)$$

D'où l'on peut écrire d'après (2) et (3) :

$$w^* = \bar{C} + \mathbf{r}V \quad (4)$$

La fonction valeur d'un chômeur est définie par l'équation suivante :

$$V = \frac{(b - C_R(d))h}{1 + \mathbf{r}h} + \frac{\mathbf{I}h}{1 + \mathbf{r}h} \cdot E_w \left\{ \text{Max}[W(w - \bar{C}, \bar{d}); V] \right\} + \frac{1 - \mathbf{I}h}{1 + \mathbf{r}h} \cdot V \quad (5)$$

Le chômeur acceptera l'emploi si le salaire associé à cette offre est supérieur ou égal au salaire de réserve (w^*)

Ici encore, si $h \rightarrow 0$, on peut écrire d'après (5) :

$$rV = b - C_R(d) + \frac{\mathbf{l}}{r} \cdot H(w) \quad (6)$$

où :

$$H(w) = \int_{w^*}^{\infty} (w - w^*) dF(w) = - \int_w^{w^*} (w - w^*) dF(w) = - \int_w^{w^*} [1 - F(w)] \cdot dw$$

$$w \rightarrow \infty$$

Avec :

$$\frac{\mathcal{H}H(w)}{\mathcal{H}w} = -[1 - F(w)] < 0 \quad ; \quad \frac{\mathcal{H}^2 H(w)}{\mathcal{H}w^2} = f(w) > 0 \quad ; \quad \left\{ \begin{array}{l} \lim_{w \rightarrow \infty} H(w) = 0 \\ \lim_{w \rightarrow \infty} f(w) = 0 \end{array} \right.$$

Soit en réunissant les conditions (4) et (5) et en remplaçant le taux global d'arrivée des offres par son expression:

$$w^* = b + \bar{C} - C_R(d) + \frac{\mathbf{g}(\mathbf{l}_0 + d)}{r} \cdot H(w) \quad (7)$$

L'équation (7) définit une fonction implicite $\Phi(w^*, d) = 0$ entre w^* et d . A partir de la condition de premier ordre on peut écrire le système suivant :

$$(S) \quad \left\{ \begin{array}{l} C'_R(d) = \frac{\mathbf{g}}{r} \cdot H(w) \\ C_R(d) - (\mathbf{l}_0 + d) \cdot C'_R(d) = b + \bar{C} - w^* \end{array} \right.$$

A partir de l'expression de la fonction de coût de recherche et de sa fonction réciproque, le système (S) admet une solution unique soit les valeurs optimales du salaire de réserve (w^*) et de la zone spatiale optimale de prospection (d^*) suivantes (cf. annexe 1) :

$$d^* = \left[\frac{\mathbf{g}}{r \cdot A_i (1 + \mathbf{a})} \right]^{\frac{1}{\mathbf{a}}} \cdot [H(w)]^{\frac{1}{\mathbf{a}}} \quad (8)$$

et

$$w^* = b + \bar{C} + A_i [I_0(1 + a).d^a + a.d^{1+a}] \quad (9)$$

Le taux de sortie du chômage du modèle est défini par le produit du taux d'arrivée des offres et la probabilité d'une offre de salaire supérieure ou égale au salaire de réserve soit :

$$q = g(I_0 + d).[1 - F(w)]$$

Les propriétés de statique comparative du taux de sortie du chômage sont directement conditionnées par les propriétés de statique comparative du système d'équation (S). Le tableau suivant résume le sens des effets attendus des différents paramètres d'intérêt et des exogènes X et Y du modèle sur le salaire de réserve, la distance de prospection d'équilibre et le taux de sortie du chômage (cf. annexe 2).

Paramètres d'intérêt

		b	r	g	A	X	Y
<i>Variables endogènes</i>	w^*	+	-	+	-	-	-
	d^*	-	-	+	+-	+	+
	<i>Taux de hasard (q)</i>	-	+-	+-	+-	+-	+-

Tableau 1 : Propriétés de statique comparative des conditions d'équilibre du modèle

Les élasticités des variables endogènes au montant des indemnités chômage ont le signe attendu, le chercheur d'emploi augmente ses exigences salariales et réduit sa zone de prospection lorsque le niveau des allocations augmente. L'augmentation du taux de préférence pour le présent réduit les exigences salariales du chercheur d'emploi mais la perte de revenu espéré l'amène à réduire les coûts de prospection en réduisant le rayon de la recherche. La combinaison de ces deux effets exerce un effet ambigu sur le taux de sortie de chômage. L'amélioration de l'efficacité individuelle de la recherche s'accompagne d'un élargissement de la zone optimale de prospection mais relève également les exigences salariales du chercheur d'emploi.

Eu égard à la relation négative unissant le paramètre λ_0 aux indices de proximité, on note qu'une augmentation du taux d'arrivée des offres par une plus forte proximité de l'agence locale ou d'un bassin d'emploi amène le chômeur à augmenter ses exigences en matière salariale et à réduire sa distance de prospection. Comme chez Fougère, Pradel et Roger (1996), l'effet total sur le taux de sortie du chômage est indéterminé car si la proximité spatiale de l'ALE et des emplois exerce un effet direct positif (externalité spatiale) en revanche les effets indirects sur le salaire de réserve et sur la distance optimale de recherche jouent négativement.

Enfin, l'effet de l'hétérogénéité des fonctions de coûts de déplacement entre les travailleurs peut-être représentée à partir de la statique comparative sur le paramètre A. Les travailleurs supportant, toutes choses par ailleurs, des coûts de déplacement plus élevés tendent à réduire leur salaire de réserve. L'effet de ce paramètre d'hétérogénéité sur la zone spatiale optimale de la recherche reste indéterminé.

3. Les estimations économétriques

Les propriétés de statique comparative du modèle sont soumises à réfutation à partir de l'exploitation des données individuelles sur les parcours de demandeurs d'emplois.

3.1. Présentation de l'échantillon

Les données proviennent de l'enquête « Trajectoires des Demandeurs d'Emplois » (TDE) réalisée par la DARES. Une cohorte d'individus entrant au chômage dans huit zones d'emploi entre avril et juin 1995 a été suivie pendant 33 mois, par le biais de trois vagues d'interrogation. 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 exploité 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. On s'intéresse au premier emploi trouvé après un épisode complet de chômage.

Les variables de l'échantillon sont recensées dans l'annexe 3. 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, on dispose des informations 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.

Concernant les informations d'ordre spatial, 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. Si 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.

La construction de certaines variables spatiales nécessite d'en préciser le contenu. L'horizon spatial de prospection est une des variables endogènes du modèle. La première difficulté tient à son caractère indirectement observable 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 accompagnée l'acceptation du nouvel emploi. Pour les individus confinés dans l'état de chômage pendant toute la période, seule la localisation de l'emploi occupé avant la période de chômage est disponible dans l'enquête. 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 amené 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. Pour tenir compte de cette censure, on a construit une variable latente notée W^* (correspondant à la variable PROSPECT dans l'annexe 3) 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.

Par ailleurs, le modèle suppose que 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 X) 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 variable de proximité aux emplois (variable Y) 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 calcule 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).

3.2. Le modèle économétrique

Eu égard aux propriétés d'équilibre du modèle de prospection, on s'intéresse à l'influence du choix de la distance de prospection sur la durée de l'épisode de chômage des individus ayant retrouvé un emploi. Sous cette hypothèse le modèle économétrique proposé vise à estimer la durée de survie dans l'état de chômage conditionnelle à la décision d'élargissement de la zone de prospection. L'estimation économétrique d'un tel modèle de durée de chômage doit tenir compte des sources de biais relevant d'une part de la règle de sélection qui gouverne la probabilité d'accès à l'emploi et d'autre part de l'endogénéité de la décision de la distance de prospection. Pour cela nous appliquons dans une première étape la procédure de Heckman (1979) en estimant l'équation probit d'accès à l'emploi suivante :

$$P_i^* = \mathbf{a}' X_i + \mathbf{e}_i$$

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

$$P_i = 0 \Leftrightarrow P_i^* > 0 \quad (\text{chômage}) \quad \text{et} \quad P_i = 1 \Leftrightarrow P_i^* < 0 \quad (\text{emploi})$$

X_i est un vecteur contrôlant l'influence des caractéristiques individuelles et des modes d'accès à l'emploi sur la probabilité d'insertion. L'endogénéité de la distance de prospection est traitée en instrumentant la variable W (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 la variable W l'instrumentation est menée à partir de l'estimation d'un modèle probit. Le prédicteur \hat{W} est ensuite introduit dans l'estimation finale du modèle de durée suivant:

$$DU_i = \mathbf{g}'Z_i + \mathbf{d}'\hat{W}_i + \mathbf{m}'\hat{l}_i + v_i$$

où Z_i est un vecteur représentant les variables d'intérêt du modèle non contrôlées par les estimations des équations intermédiaires.

$\mathbf{l}_i = \frac{\mathbf{f}(\mathbf{a}X_i)}{\Phi(\mathbf{a}X_i)}$ est l'inverse du ratio de Mill.

La règle de sélection est ignorable si $E(\mathbf{e}_i, v_i) = 0$, soit si l'estimateur \mathbf{m} n'est pas statistiquement significatif. L'estimation paramétrique du modèle de durée sous cette spécification permet d'obtenir des estimateurs de \mathbf{g} , \mathbf{d} et \mathbf{m} .

3.3. Résultats des estimations économétriques

Les résultats économétriques des trois équations de test du modèle sont présentées dans les tableaux 2, 3 et 4.

Les résultats économétriques obtenus dans l'estimation de l'équation de sélection (Tableau 2) font apparaître l'effet habituellement observé dans l'analyse des taux de sortie du chômage des principaux attributs individuels tels que l'âge, le sexe, le niveau de formation, la nationalité 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 de sortie du chômage.

Tableau 2 : Estimation économétrique de l'équation PROBIT de sélection

Variables	Coefficient	Effets marginaux	T de Student
Constante	0.846	0.27	6.08***
AGE1:[16 ;25[Ref.	-	
AGE2: [25 ;34[-0.371	-0.118	-5.73***
AGE3: [34 ;50[-0.506	-0.162	-7.48***
AGE4 :[50 et +[-0.915	-0.292	-8.51***
ETPRI: études primaires	-0.579	-0.185	-5.83***
CYEN1: 1 ^{er} cycle enseign. gén.	-0.583	-0.186	-6.54***
CYEN2 : 2 ^{eme} cycle enseign. gén.	-0.297	-0.095	-3.02**
ENTC: enseign. techn.court	-0.362	-0.116	-4.72***
ENTL: enseign. techn. Long	-0.16	-0.051	-1.56ns
ENSUP: enseign. Supérieur	Ref.	-	
FEMME	-0.10	-0.032	-1.91**
FRANC: français	0.316	0.101	4.02***
EUROP: européen	0.287	0.092	2.06**
NONEUR: non-européen	Ref.	-	
MARIE: être marié	0.181	0.058	3.92***
CPPL: cadres, professions libérales	0.143	0.045	1.22ns
PIIT: professions intermédiaires	0.249	0.079	3.25***
OUVR: ouvriers	0.165	0.053	2.93***
EMPY: employés	Ref.	-	
LICEN: licenciement	-0.152	-0.048	-2.29**
FINCDD: fin de CDD	0.193	0.062	2.98***
DEMIS: démission	Ref.	-	
RESEAU: relations perso, profess et famille	0.061	0.019	1.29ns
INTPUB: ANPE, ML, mairie	-0.137	-0.044	-3.02***
INTERI: intérim	0.137	0.043	2.48***
PROMAR: candidature spontanée, annonces	Ref.	-	
ECOCON: école, concours	Ref.	-	
BCQRECHE: [20et +[0.178	0.057	2.8***
MOYRECH2: [10 ;20[0.139	0.044	2.54***
MOYRECH1: [5 ;10	Ref.	-	
PEURECHE: [0 ;5[Ref.	-	
INDEMCHO: a perçu indemnités chômage	-0.186	-0.059	-3.44***
ILE	0.221	0.070	4.19***
NORD	0.199	0.063	3.53***
PACA	Ref.	-	
Nombre d'observations	4233		
Log vraisemblance	-2271.18		
Ratio de vraisemblance	407.56		
Test d'hétéroscédasticité (Lrh) (Breusch-Pagan)	28.61ns		
% de prédictions correctes	73.6		

(***) 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 : $Lrh=2(\text{LogLrh}-\text{LogL})$ 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 à partir du logiciel LIMDEP7).

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. Les stratégies de collecte d'information mobilisées lors de la prospection montrent que par référence aux procédures marchandes, le recours aux intermédiaires de placement a des effets diamétralement opposés quant au succès de la

recherche d'emploi selon leur statut, les intermédiaires privés offrant, toutes choses égales par ailleurs les meilleures chances de succès.

On note également que si l'intensité de la recherche améliore les chances d'insertion professionnelle en revanche, en réduisant le coût d'opportunité de la recherche, l'indemnisation retarde le retour à l'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. L'introduction systématique des estimations des taux de chômage spécifiques à chaque zone d'emploi ne s'est pas avérée statistiquement significative.

Tableau 3 : Estimation économétrique de l'équation PROBIT d'augmentation de la distance de prospection (variable PROSPECT)

Variables	Coefficient	Effets marginaux	T de Student
Constante	0.57	0.222	5.06***
AGE1:[16 ;25[Ref.	-	
AGE2: [25 ;34[-0.233	-0.091	-3.70***
AGE3: [34 ;50[-0.425	-0.166	-6.80***
AGE4 :[50 et +[-0.855	-0.33	-7.98***
FEMME	-0.091	-0.035	-1.93**
ENFANT : avoir au moins un enfant	-0.081	-0.031	-1.45ns
AUTO : avoir une voiture	0.393	0.153	6.46***
PERMIS : avoir le permis de conduire	0.134	0.052	1.86*
ALLOCLLOG : allocation d'aide au logement	-0.203	-0.079	-4.02***
PROPRI : propriétaire	0.163	0.064	3.05***
INDEMCHO : a perçu indemnités chômage	-0.275	-0.107	-5.49***
BCQRECHE : [20et +[0.257	0.100	3.85***
MOYRECH2 : [10 ;20[0.094	0.036	1.63*
MOYRECH1 : [5 ;10[Ref.	-	
PEURECHE : [0 ;5[Ref.	-	
ANP1 : proche [0 ;4[-0.224	-0.087	-4.31***
ANP2 : éloigné [4 et +[Ref.	-	
CENTRE1 : proche[0 ; 15 Km[-0.155	-0.060	-1.98**
CENTRE2 et 3 : assez et très éloigné[15 ; 70Km]	Ref.	-	
POSSY	0.118	0.463	1.38ns
CERGY	0.149	0.585	1.8*
LENS	0.125	0.049	1.65*
AIX	-0.284	-0.111	-3.07***
ETANG	-0.105	-0.041	-1.08ns
Nombre d'observations	3323		
Log vraisemblance	-2086.72		
Ratio de vraisemblance	357.98		
Test d'hétéroscédasticité (Lrh) (Breusch-Pagan)	24.89ns		
% de prédictions correctes	64.9		

(***) 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 à partir du logiciel LIMDEP7).

Les résultats économétriques recensés dans le tableau 3 ne réfutent pas les propriétés de statique comparative du modèle selon lesquelles, la proximité du domicile aux ALE comme aux bassins d'emploi

réduit la distance de prospection. Les femmes et les individus âgés manifestent également une plus faible propension à élargir le champ spatial de leur recherche. L'influence très significative de l'effort déployé dans la collecte d'information montre que l'intensité de recherche est associée à la décision d'élargissement de la zone de prospection. Les chômeurs indemnisés témoignent en revanche 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 qui augmentent leur zone de recherche sont atténuées pour ceux qui disposent d'un moyen de locomotion privé. 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 4 : Estimation économétrique du modèle de durée lognormal avec correction du biais de sélection (variable expliquée CHOMDUR)

Variables	Coefficient	T de Student
Constante	2.5	11.96***
MILL : inverse du ratio de Mill	0.285	1.71*
PROSPECT (prédicteur de.)	-1.01	-5.03***
RESO : relations perso, profess. et famille	-0.158	-2.22**
PRMA : candidature spontanée, annonces	-0.267	-3.55***
ECOLE : école, concours	-0.324	-2.29**
INT : intérim	Ref.	
ANPE : ANPE, ML, mairie	Ref.	
CAD : contrat aidé	0.566	6.61***
CI : contrat à durée indéterminée	0.098	1.88*
CDD et SAISO : contrat à durée déterminée et contrat saisonnier	Ref.	
FINCDD: fin de CDD	-0.218	-3.50***
DEMIS : démission	-0.398	-5.13***
LICEN : licenciement	Ref.	
DURLGE : [5 et +[0.113	1.58ns
DURCTE : [0 ;2[Ref.	
DURMOY : [2 ;5[Ref.	
ILE	-0.184	-2.85***
NORD	-0.27	-3.99***
PACA	Ref.	
Sigma	0.916	41.6***
Nombre d'observations	1491	
Log vraisemblance	-1984.95	

La troisième équation permet d'estimer l'influence de la distance, mesurée par l'accroissement de la zone géographique de recherche, sur la durée de l'épisode de chômage. Le modèle de durée

paramétrique log normal est estimé en tenant compte des éventuels biais de sélection et d'endogénéité (cf. équations n°1 et n°2). Les résultats de l'estimation économétrique sont reportés dans le tableau 4.

Le caractère statistiquement significatif de l'inverse du ratio de Mill fait clairement apparaître l'existence d'un biais de sélection qui justifie le recours à la méthode en trois étapes retenue. Le coefficient de la variable « prospect » qui indique les valeurs prédites de la variable contrôlant l'endogénéité de la distance de prospection est significatif et de signe négatif. Ce résultat permet de conclure que la durée de l'épisode de chômage est d'autant plus courte que la distance de prospection est forte. Ainsi, l'effet direct de l'augmentation du taux d'arrivée des offres qui accompagne l'élargissement de la zone de prospection semble en moyenne plus que compenser l'effet indirect négatif de l'augmentation du coût qui lui est associé. Par ailleurs, la valeur statistiquement significative et inférieure à l'unité du coefficient σ permet de conclure à une augmentation de la probabilité instantanée de sortie de l'état de chômage avec sa durée.

On note également que parmi les modes de recherche ayant permis d'accéder à l'emploi, la mobilisation des réseaux personnels et familiaux et le recours aux procédures marchandes s'avèrent comme les plus efficaces du point de vue de la durée passée dans l'état de chômage et ce, en référence aux stratégies mobilisant les intermédiaires public et privé.

Concernant le dernier emploi occupé, par rapport à un départ pour motif de licenciement, les départs motivés par une fin de contrat à durée déterminée et les départs pour cause de démission réduisent sensiblement la durée du chômage. Ce résultat peut refléter l'effet de stigmatisation des travailleurs licenciés sur le marché du travail et donc leur difficulté de reclassement. L'examen de l'influence de la durée du dernier emploi ne permet pas de donner une conclusion suffisamment robuste. En revanche, le statut du nouvel emploi s'avère particulièrement discriminant. Par rapport aux contrats à durée déterminée et saisonnier, c'est-à-dire à des emplois précaires, l'accès à un emploi à durée indéterminée comme à un contrat aidé se traduit par une durée de chômage plus longue. Concernant la première de ces deux trajectoires, ce résultat ne fait que traduire la plus forte sélection et la concurrence à l'embauche qui anime le processus d'insertion vers la stabilité de la relation d'emploi. De plus, la composition de notre échantillon : population plutôt jeune (63 % de moins de 35 ans), d'expérience plutôt réduite (durée du dernier emploi inférieure à 2 ans pour 63 % de l'échantillon) et de qualification ouvrière ou employée à 82 % , explique sans doute ces résultats. Le résultat obtenu en ce qui concerne la catégorie des emplois aidés (type Contrat Emploi Solidarité, TUC...), ne fait que traduire les effets combinés des conditions institutionnelles régissant l'accès des chômeurs à ce type d'emploi (durée de chômage de plus d'un an) et des handicaps cumulés par cette population face à l'insertion. Enfin, comme pour les conditions d'accès à

l'emploi (tableau 2), une localisation dans les régions Ile de France ou Nord permet de réduire la durée de l'épisode de chômage par rapport à la référence Provence Alpes Côte d'Azur.

4. Conclusion

Le modèle recherche d'emploi proposé dans cet article permet d'expliquer les conditions dans lesquelles l'étendue de l'horizon spatial de la recherche d'emploi conditionne le taux de sortie du chômage. Les résultats théoriques identifient notamment les effets de la distance à l'ANPE et de la distance aux emplois sur le salaire de réserve, la distance de prospection et la durée de l'épisode de chômage. Un effet ambigu sur le taux de sortie du chômage est ainsi mis en évidence entre l'influence du salaire de réserve d'un coté et celle de la distance de prospection de l'autre.

Les propriétés d'équilibre du modèle ont été soumises à réfutation en recourant à l'économétrie des modèles de durée appliquée à des données individuelles sur les trajectoires des demandeurs d'emploi de l'enquête TDE. Pour cela, une procédure de test en trois étapes a été privilégiée. Elle permet d'estimer un modèle de durée paramétrique log normal en tenant compte des biais de sélection (probabilité d'accès à l'emploi) et d'endogénéité de la décision de la zone de prospection.

Les résultats économétriques concernant la probabilité d'élargir la zone de recherche montrent que la proximité du domicile aux ALE comme aux bassins d'emploi réduit la distance de prospection. Comme dans les travaux empiriques sur données américaines traitant du *spatial mismatch*, les résultats confirment 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. Les résultats de l'estimation du modèle de durée permettent de conclure que la durée du chômage est d'autant plus courte que la distance de prospection est forte. L'effet de l'accroissement des offres lié à l'élargissement spatial de recherche fait plus que compenser les coûts directs et d'opportunité du déplacement au cours de la prospection.

L'ensemble de ces résultats converge pour montrer que, au-delà des attributs individuels la dimension spatiale de la recherche joue un rôle déterminant dans les conditions du retour à l'emploi.

5. Bibliographie

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*.

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.

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.

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.

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.

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 : Détermination des solutions (w^* , d^*) du système S.

D'après (S) on peut écrire :

$$d^* = \left[\frac{\mathbf{g}}{\mathbf{r} \cdot A_i (1 + \mathbf{a})} \right]^{\frac{1}{\mathbf{a}}} \cdot [H(w)]^{\frac{1}{\mathbf{a}}} \quad (8)$$

et

$$w^* = b + \bar{C} + A_i [I_0 (1 + \mathbf{a}) \cdot d^{\mathbf{a}} + \mathbf{a} d^{1+\mathbf{a}}] \quad (9)$$

Les propriétés du premier et du second ordre de ces expressions permettent d'écrire d'après (8) :

$$\begin{aligned} \frac{\mathcal{J}w^*}{\mathcal{J}d} &= A_i \cdot (1 + \mathbf{a}) \cdot \mathbf{a} \cdot d^{\mathbf{a}-1} \cdot [I_0 + d] > 0 \\ \frac{\mathcal{J}^2 w^*}{\mathcal{J}d^2} &= A_i \cdot (1 + \mathbf{a}) \cdot \mathbf{a} \cdot d^{\mathbf{a}-2} \cdot [-I_0 \cdot (1 - \mathbf{a}) + d\mathbf{a}] \\ \frac{\mathcal{J}^2 w^*}{\mathcal{J}d^2} = 0 &\Leftrightarrow d = \hat{d} = \frac{I_0 (1 - \mathbf{a})}{\mathbf{a}} \\ \frac{\mathcal{J}^2 w^*}{\mathcal{J}d^2} > 0 &\Leftrightarrow d > \hat{d} \\ \frac{\mathcal{J}^2 w^*}{\mathcal{J}d^2} < 0 &\Leftrightarrow d < \hat{d} \end{aligned}$$

La fonction admet un point d'inflexion pour une valeur seuil de la distance de prospection \hat{d} . Soit d'après (9)

$$\begin{aligned} \frac{\mathcal{J}d^*}{\mathcal{J}w} &= -\frac{Z}{\mathbf{a}} \cdot [H(w)]^{\frac{1-\mathbf{a}}{\mathbf{a}}} \cdot [1 - F(w)] < 0 \\ \begin{cases} \lim d^* = 0 \\ w \rightarrow \infty \end{cases} \\ \text{d'où} \\ \frac{\mathcal{J}^2 d^*}{\mathcal{J}w^2} &= \frac{Z}{\mathbf{a}} \cdot [H(w)]^{\frac{1-2\mathbf{a}}{\mathbf{a}}} \cdot \left\{ H(w) \cdot f(w) - [1 - F(w)] \frac{(1-\mathbf{a})}{\mathbf{a}} \right\} > 0 \end{aligned}$$

$$\text{avec : } Z = \left[\frac{\mathbf{g}}{\mathbf{r} \cdot A_i (1 + \mathbf{a})} \right]^{\frac{1}{\mathbf{a}}}$$

Sous ces conditions, le système (S) admet une solution (w^* , d^*) unique.

Annexe 2 : Statique comparative.

$$\frac{dw}{db} = \frac{\mathbf{r}}{\mathbf{g}[1-F(w)][\mathbf{l}_0+d]+\mathbf{r}} > 0 \quad ; \quad \frac{dd}{db} = \frac{-\mathbf{r}\mathbf{g}[1-F(w)]}{C_R''(d)[\mathbf{g}[1-F(w)][\mathbf{l}_0+d]+\mathbf{r}]} < 0$$

$$\frac{dw}{d\mathbf{r}} = \frac{-C_R'(d)[\mathbf{l}_0+d]}{\mathbf{g}[\mathbf{g}[1-F(w)][\mathbf{l}_0+d]+\mathbf{r}]} < 0 \quad ; \quad \frac{dd}{d\mathbf{r}} = \frac{-C_R'(d)}{C_R''(d)[\mathbf{g}[1-F(w)][\mathbf{l}_0+d]+\mathbf{r}]} < 0$$

$$\frac{dw}{d\mathbf{g}} = \frac{\mathbf{r}C_R'(d)[\mathbf{l}_0+d]}{\mathbf{g}[\mathbf{g}[1-F(w)][\mathbf{l}_0+d]+\mathbf{r}]} > 0 \quad ; \quad \frac{dd}{d\mathbf{g}} = \frac{\mathbf{r}C_R'(d)}{\mathbf{g}C_R''(d)[\mathbf{g}[1-F(w)][\mathbf{l}_0+d]+\mathbf{r}]} > 0$$

$$\frac{dw}{d\mathbf{l}_0} = \frac{\mathbf{r}C_R'(d)}{[\mathbf{g}[1-F(w)][\mathbf{l}_0+d]+\mathbf{r}]} > 0 \quad ; \quad \frac{dd}{d\mathbf{l}_0} = \frac{-\mathbf{g}[1-F(w)]C_R'(d)\mathbf{r}}{C_R''(d)[\mathbf{g}[1-F(w)][\mathbf{l}_0+d]+\mathbf{r}]} < 0$$

$$\frac{dw}{dA} = \frac{\mathbf{r}[\bar{d}^{1+\mathbf{a}} - d^{1+\mathbf{a}}]}{[\mathbf{g}[1-F(w)][\mathbf{l}_0+d]+\mathbf{r}]} < 0$$

$$\frac{dd}{dA} = \frac{d^{\mathbf{a}}\left\{((1+\mathbf{a})[\mathbf{g}\mathbf{l}_0(1-F(w))+\mathbf{r}+\mathbf{g}d(1-F(w))]- (d-\bar{d}))\right\}}{-C_R''(d)[\mathbf{g}[1-F(w)][\mathbf{l}_0+d]+\mathbf{r}]} < 0 \text{ ou } > 0$$

$$\frac{d\mathbf{q}}{dX} = \frac{d\mathbf{q}}{d\mathbf{l}_0} \cdot \frac{d\mathbf{l}_0}{dX} \text{ et } \frac{d\mathbf{q}}{dY} = \frac{d\mathbf{q}}{d\mathbf{l}_0} \cdot \frac{d\mathbf{l}_0}{dY} \text{ avec } \frac{d\mathbf{l}_0}{dX} < 0 \quad \text{et} \quad \frac{d\mathbf{l}_0}{dY} < 0$$

Annexe 3: 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 3 (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