



**HAL**  
open science

## Le faible taux d'emploi des seniors : distance à l'entrée dans la vie active ou distance à la retraite ?

Jean-Olivier Hairault, François Langot, Thepthida Sopraseuth

### ► To cite this version:

Jean-Olivier Hairault, François Langot, Thepthida Sopraseuth. Le faible taux d'emploi des seniors : distance à l'entrée dans la vie active ou distance à la retraite ?. Revue de l'OFCE, 2009, 109, pp.63-84. 10.3917/reof.109.0063 . hal-00623459

**HAL Id: hal-00623459**

**<https://hal.science/hal-00623459v1>**

Submitted on 14 Sep 2011

**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.

# Le faible taux d'emploi des seniors : distance à l'entrée dans la vie active ou distance à la retraite?

Jean-Olivier Hairault \*    François Langot †    Thepthida Sopraseuth ‡§

Février 2009

Mots clé: emploi des seniors, retraite, expérience

Codes JEL: J20, J26

## 1 Introduction

La faiblesse du taux d'emploi des seniors en France rend difficile le nécessaire allongement de la durée de la vie active face à l'augmentation de l'espérance de vie. Les causes de cette faiblesse sont certainement multiples et concernent à la fois l'offre et la demande de travail. Elles posent la question de la séquence des réformes: faut-il attendre de résoudre le problème de l'emploi des seniors pour augmenter l'âge de la retraite ou au contraire réformer préalablement le système des retraites? Dans un article récent (Hairault et al. (2006)), nous avançons l'idée que la proximité de la retraite est en soi un frein à l'emploi des seniors. Par conséquent, le recul de l'âge de la retraite pourrait être un instrument efficace pour stimuler l'emploi des seniors repoussant l'horizon de la fin de vie active.

Cette thèse a été contestée sur un plan économétrique par Benallah et al. (2008) qui soulignent les limites de la stratégie d'identification de l'effet distance à la sortie (du marché du travail) qui pourrait se confondre avec un effet distance à l'entrée (l'expérience). Dans cet article, nous proposons une stratégie d'identification plus convaincante. Nous montrons alors que les résultats en faveur de notre thèse en sortent renforcés.

---

\*Paris School of Economics (PSE), Université de Paris I Panthéon-Sorbonne and IZA. Mél : joh@univ-paris1.fr

†Université du Maine, GAINS-TEPP, ERMES-TEPP et IZA. Mél : flangot@univ-lemans.fr

‡Université du Maine, GAINS-TEPP, Cepremap et PSE. Mél : thepthida.sopraseuth@univ-lemans.fr

§Nous remercions le rapporteur pour ses commentaires.

## 2 Données microéconomiques et stratégie empirique

La distance à la retraite est appréhendée comme la différence entre l'âge de l'individu au moment de l'enquête et l'âge prévu de la retraite. Ce calcul se heurte à deux difficultés. La première concerne l'âge prévu de la retraite qui constitue une variable non observée. La seconde a trait au risque de causalité inverse du non emploi vers la retraite, puisque le statut sur le marché du travail peut affecter les choix de départ en retraite. Les particularités du système de retraite français permettent de tenir compte de ses deux problèmes. En premier lieu, jusqu'à la réforme de 2003, l'âge de la retraite est fondamentalement déterminé par le nombre de trimestres requis pour obtenir le taux plein en raison de la forte taxe à la poursuite d'activité au-delà de l'âge du taux plein (Blanchet & Pelé (1997)). L'âge prévu de la retraite peut être approximé par l'âge du taux plein, âge exogène par rapport au statut sur le marché du travail. Afin d'écartier les cas de carrières incomplètes, nous incluons dans notre analyse uniquement les hommes<sup>1</sup>.

La distance à la retraite d'un individu  $i$  ( $D_i$ ) est donc calculée en ajoutant à l'âge de la fin d'études ( $F_i$ ) le nombre de trimestres requis pour obtenir le taux plein ( $C$ ) auquel on retranche l'âge de l'individu au moment de l'enquête ( $A_i$ ):  $D_i = F_i + C - A_i$ . Cette étude a pour objectif de montrer qu'il existe un impact positif de la distance à la retraite sur la probabilité d'être en emploi en fin de vie active. Cependant, la distance à la retraite est étroitement reliée à la distance à l'entrée sur le marché du travail puisque la durée de la carrière ou l'expérience se définit comme la différence  $A_i - F_i$ . Benallah et al. (2008) mettent ainsi l'accent sur l'influence négative (positive) de l'expérience (de l'âge d'entrée) sur le taux d'emploi des seniors plutôt que sur la distance à la retraite.

Toutefois, l'âge de la retraite ne dépend pas uniquement de la durée de cotisation: il faut également tenir compte de l'âge minimum de la retraite, actuellement fixé à 60 ans, et de la possibilité de prendre sa retraite à taux plein à 65 ans<sup>2</sup>. La distance à la retraite devient donc  $D_i = \text{Min}[\text{Max}(60, F_i + C), 65] - A_i$ . Notons que nous avons alors deux sous-populations dans notre échantillon:

- les individus qui ne sont pas contraints par les âges minimum (60 ans) et maximum (65 ans) et qui liquident leurs droits entre ces 2 âges
- ceux qui sont contraints par ces bornes et dont l'âge de retraite est soit 60 ans, soit 65 ans.

Soulignons dès à présent que ces individus "contraints" sont à la même distance de la retraite à un âge donné, quel que soit leur niveau d'expérience. Cette particularité va jouer un rôle essentiel dans la stratégie d'identification de l'effet de la distance à la retraite proposée dans cet article.

---

<sup>1</sup>Dans le système français, les périodes de chômage indemnisé sont pour l'essentiel incluses dans le nombre de trimestres cotisés.

<sup>2</sup>Comme nous considérons des individus entrant sur le marché du travail avant 30 ans, les bonifications de durée de cotisation à 65 ans assurent une retraite à taux plein avant 66 ans.

Les tableaux A.1 - A.4 de l'annexe reportent les statistiques descriptives de notre échantillon. Nous considérons les caractéristiques individuelles habituellement utilisées pour expliquer l'emploi: l'âge, l'âge au carré, le statut marital, le nombre d'enfants, la taille de la ville, le secteur, la nationalité, le diplôme et la PCS. Nous ajoutons à ces caractéristiques individuelles le nombre d'années précédant la retraite. Le tableau A.1 présente cette distance à la sortie pour les quinquagénaires. La majorité des individus âgés de 58 et 59 ans (55-57 ans) doivent attendre moins de 2 ans (entre 3 et 5 ans) avant de prendre leur retraite. Ces statistiques sont cohérentes avec le fait que la majorité des Français prennent leur retraite à 60 ans (Blanchard & Pelé, 1997). Il est intéressant de noter la présence, à tous les âges, d'une hétérogénéité dans la distance à la retraite. Les premières lignes du tableau A.2 suggèrent que le nombre d'années précédant la retraite affecte la probabilité d'être en emploi: cette dernière chute lorsque l'individu s'approche de l'âge de la retraite. 63% des individus qui doivent attendre entre 3 et 5 ans avant d'atteindre l'âge du taux plein sont en emploi. Cette proportion chute à 37% pour ceux qui sont à moins de 2 ans de la retraite.

Quelle est l'origine de cette hétérogénéité? Tout d'abord, puisque les individus commencent à travailler à des âges différents, l'âge de la retraite constitue une caractéristique individuelle hétérogène. Tant que nous contrôlons pour le niveau de diplôme (et les autres caractéristiques individuelles), nous pensons que l'hétérogénéité dans l'âge du premier emploi explique la probabilité d'être en emploi en fin de vie active à travers la distance à la retraite, même si nous reconnaissons que cette interprétation est discutable<sup>3</sup>. De plus, la réforme Balladur fournit une source supplémentaire d'hétérogénéité. Le nombre de trimestres requis pour obtenir le taux plein s'élève à 150 trimestres pour les individus nés avant 1933 tandis que la génération de 1934 (génération de 1935) doit contribuer à hauteur de 151 (152) trimestres avant de prétendre au taux plein; finalement, la durée de cotisation obligatoire pour les individus nés après 1943 s'élève à 160 trimestres. La hausse progressive de la durée de cotisation introduit une hétérogénéité dans la distance à la retraite. Nous nous intéresserons ainsi aux individus similaires en tous points, à l'exception de leur durée de cotisation obligatoire, cette dernière étant déterminée par leur année de naissance. Pour un individu  $i$  de la génération  $j$ , la distance à la retraite s'écrit en réalité:  $D_{i,j} = \text{Min}[\text{Max}(60, F_i + C_j), 65] - A_i$ .

Ces deux sources d'hétérogénéité dans la distance à la retraite sont-elles susceptibles d'expliquer la probabilité d'être en emploi? Nous répondons à cette question en trois temps. Nous présentons en premier lieu la régression de base suggérant que la distance à la retraite affecte la probabilité d'emploi (Stratégie I, Section 3). Il s'agit du même type de régression que dans Hairault et al. (2006), mais nous avons ajouté 5 années d'observations, entre 1990 et 1994, afin de tirer parti de la mise en oeuvre progressive de la réforme Balladur. Nous développons ensuite deux stratégies destinées à mieux identifier l'effet de la distance à la retraite sur la probabilité d'emploi. Nous isolons d'abord le contenu informationnel de la distance à la retraite par rapport à l'effet de l'expérience grâce à l'existence d'individus "contraints" dans leur choix de retraite par les bornes de 60 et 65 ans (Stratégie II, Section 4). Finalement, nous tirons avantage de la mise en oeuvre progressive de la réforme Balladur pour identifier l'effet spécifique (exogène) de la distance à la retraite via une estimation en

---

<sup>3</sup>C'est la finalité de cet article d'approfondir cette question.

double différence (Strategie III, Section 5).

Dans l'ensemble des estimations, nous retenons un modèle logit avec effets aléatoires qui mesure comment la distance à la retraite affecte la probabilité d'emploi. La variable expliquée est le statut sur le marché du travail: 1 en emploi et 0 sinon, c'est-à-dire au chômage ou inactif, mais non encore retraité. Les personnes en pré-retraites et en Dispense de Recherche d'emploi sont donc considérés comme des personnes non encore retraités et sans emploi. L'échantillon est composé d'hommes de 15 à 59 ans, hors secteur public, issus de 13 vagues successives de l'Enquête Emploi (1990 à 2002).

### 3 Une première approche (Stratégie I)

Avant d'introduire la distance à la retraite, nous mesurons en premier lieu les effets des variables couramment utilisées pour rendre compte de la probabilité d'être en emploi (âge, diplôme, secteur, etc.). Les coefficients estimés sont reportés dans la première colonne des tableaux A.5 et A.6 de l'Annexe. L'individu de référence est un ouvrier sans diplôme, employé dans le secteur industriel, vivant en couple, sans enfant, en région parisienne. Nous retrouvons sur ces caractéristiques les effets soulignés dans la littérature : les individus de nationalité française, vivant en région parisienne ou en couple, travaillant dans le secteur des services bénéficient d'une amélioration de la probabilité d'emploi par rapport à l'individu de référence. Nous introduisons également des variables muettes correspondant aux âges 50, 51, ... 59 ans. La variable  $age = k$  vaut 1 si l'individu est âgé de  $k$  années. La distance à la retraite est introduite en interaction avec ces variables muettes d'âge.  $dist \times (age = k)$  est égale à la distance à la retraite (en nombre d'années) pour un individu d'âge  $k$ , avec  $k = \{50, 51, \dots, 59\}$ . Cette estimation est présentée dans Hairault et al. (2006). Les coefficients estimés sont cependant un peu différents puisque l'échantillon a été étendu pour inclure 5 années supplémentaires d'Enquête Emploi.

Le tableau 1 présente les coefficients estimés: le faible taux d'emploi des seniors est significativement influencé par la distance la retraite. Pour un individu de 59 ans (56 ans), si sa distance à la retraite augmente d'une année, sa probabilité d'être en emploi s'accroît de 21.1% (8.5%). On observe cet effet au delà de l'effet pur de l'âge, effet capté par les variables spécifiques d'âge (variable continue, variable au carré et variable muette). L'effet est significatif après l'âge de 56 ans, âges pour lesquels il existe des dispositifs spécifiques en faveur des seniors (DRE, ...), ce qui peut suggérer la présence d'une interaction entre l'effet distance à la retraite et l'environnement institutionnel. Cet effet de la distance à la retraite à chaque âge ne doit pas occulter l'influence de cette dernière variable dont la signification n'est d'ailleurs pas sans ambiguïté. Traduit-elle l'usure des travailleurs et leur problème d'employabilité ou faut-il y voir l'effet pervers des dispositifs de cessation anticipée d'activité avant même l'âge de la retraite? Nous ne cherchons pas ici à trancher cette question, préférant plutôt approfondir la question de l'effet de la distance à la retraite.

A ce stade, en effet, cet effet est potentiellement lié à celui de l'expérience. La distance à la retraite se calcule à partir de l'âge du premier emploi. L'hétérogénéité dans la durée de l'éducation pourrait donc expliquer à elle seule la probabilité d'être en emploi, sans recours à

Table 1: Strategie I: L'effet distance à la retraite

	Coefficient	P value
Distance $\times$ (Age = 50)	-0.018	0.474
Distance $\times$ (Age = 51)	-0.028	0.278
Distance $\times$ (Age = 52)	0.020	0.446
Distance $\times$ (Age = 53)	-0.009	0.747
Distance $\times$ (Age = 54)	0.009	0.755
Distance $\times$ (Age = 55)	0.035	0.224
<b>Distance <math>\times</math> (Age = 56)</b>	<b>0.082</b>	<b>0.003</b>
<b>Distance <math>\times</math> (Age = 57)</b>	<b>0.125</b>	<b>0.000</b>
<b>Distance <math>\times</math> (Age = 58)</b>	<b>0.186</b>	<b>0.000</b>
<b>Distance <math>\times</math> (Age = 59)</b>	<b>0.192</b>	<b>0.000</b>

Champ : Hommes de 15 à 59 ans

Variable expliquée :  $y = 1$  si l'individu occupe un emploi, 0 sinon

Sources: Enquête Emploi de l'INSEE de 1990 à 2002

la distance à la retraite. C'est l'effet "distance à l'entrée" souligné par Benallah et al. (2008). Pour deux individus du même âge au moment de l'enquête, celui qui est entré plus jeune sur le marché du travail est doté d'une expérience plus longue sur le marché du travail. Son désir d'y rester peut alors être moindre: on peut considérer que la désutilité du travail est croissante avec la durée de la vie active, reflétant une plus grande usure au travail. De plus, les personnes qui ont commencé à travailler tôt ont souvent eu des emplois peu qualifiés et pénibles. L'impact positif de la distance à la retraite pourrait ainsi en réalité provenir de l'influence négative (positive) de l'expérience (de l'âge d'entrée). Nous utiliserons, dans la suite de l'article, le terme "expérience", à l'instar de Benallah et al. (2008), pour désigner l'effet de la durée de carrière sur la probabilité d'être en emploi, sachant que cet effet peut recouvrir des phénomènes multiples.

Par la suite, nous proposons deux stratégies d'estimation qui permettent une meilleure identification de l'effet de la distance à la retraite.

## 4 Expérience ou distance à la retraite? (Stratégie II)

Dans cette section, nous tentons d'isoler le contenu informationnel de l'expérience sur le taux d'emploi des quinquas, ce qui permet en retour de mieux identifier le rôle spécifique de la distance à la retraite. Le système de retraite français nous permet de distinguer ces deux éléments pour les individus qui sont contraints par les âges minimum et maximum de 60 et 65 ans. En effet, sur ces deux sous-populations, à un âge donné, l'expérience n'apporte aucune information sur la distance à la retraite. Par exemple, les individus de 59 ans qui ont plus de 40 ans d'expérience sont tous à un an de la retraite. Au sein de chacune de ces deux sous-populations, il n'existe aucune hétérogénéité dans la distance à la retraite. Il est

Table 2: Strategie II : Experience et distance à la retraite

	Estimation <i>i</i> )		Estimation <i>ii</i> )		Estimation <i>iii</i> )	
	Population contrainte par l'âge minimum 60		Population contrainte par l'âge maximum 65		Tous les individus	
	Coefficient	P value	Coefficient	P value	Coefficient	P value
Experience × Age= 50	-0.0493	0.005	0.0191	0.902	-0.0276	0.063
Experience × Age= 51	-0.0457	0.008	0.0432	0.767	-0.0289	0.057
Experience × Age= 52	-0.0324	0.058	-0.4808	0.044	-0.0101	0.497
Experience × Age= 53	-0.0072	0.659	-0.2546	0.322	0.0065	0.651
Experience × Age= 54	0.0053	0.745	-0.0127	0.959	0.0186	0.193
Experience × Age= 55	0.0161	0.307	-0.2182	0.352	0.0167	0.238
Experience × Age= 56	-0.0081	0.586	-0.2678	0.217	0.0069	0.605
Experience × Age= 57	<b>0.0213</b>	<b>0.125</b>	-0.1752	0.413	<b>0.0395</b>	<b>0.002</b>
Experience × Age= 58	<b>0.0003</b>	<b>0.982</b>	-0.3391	0.150	<b>0.0203</b>	<b>0.104</b>
Experience × Age= 59	<b>0.0169</b>	<b>0.240</b>	-0.3411	0.120	<b>0.0318</b>	<b>0.014</b>
Distance × Age = 50					-0.0809	0.053
Distance × Age = 51					-0.0938	0.028
Distance × Age = 52					-0.0033	0.938
Distance × Age = 53					0.0037	0.932
Distance × Age = 54					0.0491	0.25
Distance × Age = 55					<b>0.0720</b>	<b>0.098</b>
Distance × Age = 56					<b>0.0956</b>	<b>0.020</b>
Distance × Age = 57					<b>0.2183</b>	<b>0.000</b>
Distance × Age = 58					<b>0.2329</b>	<b>0.000</b>
Distance × Age = 59					<b>0.2698</b>	<b>0.000</b>

Champ : Hommes de 15 à 59 ans

Variable expliquée :  $y = 1$  si l'individu occupe un emploi, 0 sinon

Sources: Enquête Emploi de l'INSEE de 1990 à 2002

donc possible d'identifier l'effet de l'expérience indépendamment de l'effet de la distance à la retraite grâce à l'information contenue dans ces deux sous-populations.

L'expérience (distance à l'entrée) est alors introduite conjointement avec l'âge de façon à mesurer, à chaque âge, l'effet spécifique de l'expérience sur la probabilité d'emploi. La distance à la retraite est naturellement omise dans les régressions effectuées sur chaque sous-population<sup>4</sup>. Les résultats sont reportés dans le tableau 2. Les estimations portent sur les individus contraints par la borne de 60 ans (colonne i) et 65 ans (colonne ii). Dans les deux cas, l'expérience n'apparaît jamais significative avec un signe négatif, qui est le signe attendu pour expliquer l'effet positif de la distance sur la probabilité d'emploi obtenu dans la première régression (Tableau 1, stratégie I). On ne peut donc pas expliquer les résultats du Tableau 1 par un effet expérience.

Lorsque la distance et l'expérience sont incluses dans la même régression portant sur l'ensemble de l'échantillon (colonne iii, Tableau 2), l'influence de la distance, après avoir tenu compte de l'expérience, demeure positive. Notons que les coefficients associés à la distance à chaque âge semble de plus grande ampleur que dans la régression générale du Tableau 1. Un individu de 59 ans (de 56 ans) dont la distance à la retraite augmente de 1 an voit sa probabilité d'emploi s'accroître de 31% (de 10%). La distance à la retraite apparaît même significative pour les individus de 55 ans à un seuil 10%. Ces résultats suggèrent que l'effet distance compte, même en contrôlant par l'effet de l'expérience.

Comment comprendre nos résultats par rapport à ceux de Benallah et al. (2008)? Nous isolons l'effet de l'expérience soit en partitionnant notre échantillon (colonne i et ii), soit en contrôlant par la distance à la retraite dans l'ensemble de l'échantillon. Nous montrons alors que l'expérience n'est pas susceptible d'expliquer l'effet de la distance. De façon encore plus intéressante, l'effet de l'expérience n'est pas négatif, comme le suggèrent Benallah et al. (2008). En fait, il semble que l'effet de la distance à l'entrée reflète l'effet de la distance à la retraite lorsque cette dernière variable est omise, et non l'inverse. En effet, l'influence de l'expérience est bien significativement négative dans l'échantillon total si l'on ne prend en compte que la variable expérience (Tableau A.9, colonne 1, en Annexe). Mais cet effet disparaît lorsque l'effet distance est inclus dans la régression (Tableau A.9, colonne 2, en Annexe). D'une certaine façon, sans stratégie d'identification précise, les deux effets peuvent se confondre. Le Tableau A.9, colonne 1 (en Annexe) montre que nous retrouvons qualitativement les résultats de Benallah et al. (2008) lorsque tous les individus sont inclus dans l'échantillon. En revanche, nous interprétons le signe négatif de l'expérience dans Benallah et al. (2008) comme un effet de la distance sur la probabilité d'être en emploi. En orthogonalisant les deux effets (expérience et distance), seul reste l'effet distance à la retraite.

Insistons sur le fait que l'orthogonalisation des 2 effets est rendue possible par les contraintes d'âge de retraite minimum (60) et maximum (65). Pour les individus qui butent sur ces contraintes, l'âge de la retraite n'est pas la simple addition de l'âge d'entrée dans la vie active et de la durée de cotisation nécessaire pour obtenir le taux plein. Pour ces individus, la colinéarité entre expérience et distance disparaît, ce qui nous permet d'orthogonaliser les deux effets.

---

<sup>4</sup>Nous retenons le même ensemble de variables de contrôle (âge, âge au carré, diplôme, nationalité, etc.). Les estimations obtenues sont reportées dans les Tableaux A.7 et A.8 de l'Annexe.

## 5 L'impact de la réforme Balladur (Stratégie III)

Dans cette section, notre estimation exploite l'hétérogénéité dans la distance à la retraite introduite en 1993 par la réforme Balladur. Des individus avec le même niveau d'expérience peuvent être caractérisés par des distances à la retraite différentes avant et après la réforme de 1993. La mise en place graduelle de la réforme implique que la durée obligatoire de cotisation dépend de la génération considérée. De plus, nous disposons dans notre échantillon d'individus qui ne sont pas affectés par la réforme. Ces éléments permettent d'identifier l'effet de la hausse exogène de la distance à la retraite introduite par la réforme sur la probabilité d'être en emploi. Nous avons donc recours à une estimation en double différence, également utilisée par Bozio (2007).

Prenons l'exemple d'individus de 59 ans avec 38 ans d'expérience sur le marché du travail. Ces individus sont caractérisés par des distances à la retraite différentes en fonction de leur année de naissance. Ceux nés après 1939 doivent attendre plus d'un an avant leur retraite (2 ans au plus pour la génération 1943, voir le tableau 3). En revanche, les générations précédentes sont à 1 an de la retraite. Les quinquagénaires de 59 ans avec 38 ans d'expérience constituent le groupe traité et l'année 1999 (ou de façon équivalente la génération 1940) la date de traitement. En raison de la mise en oeuvre progressive de la réforme Balladur, la date de traitement diffère en fonction du niveau d'expérience considéré. La date de traitement est la génération 1936 (génération 1934) pour les individus de 59 ans avec 37 ans d'expérience (moins de 37 ans d'expérience).<sup>5</sup>

De plus, à chaque âge, pour des niveaux différents d'expérience, certains individus ne sont pas affectés par la réforme. Il s'agit de ceux contraints par les âges minimum et maximum. Les individus de 59 ans avec au moins 39 années d'expérience sont tous à 1 an de la retraite. Ceux du même âge avec au plus 31 années d'expérience sont tous à 6 ans de la retraite. A 59 ans, quelle que soit leur génération, ces individus ne sont pas affectés par la réforme. Ils constituent le groupe de contrôle. Nous disposons en réalité de deux groupes de contrôle que nous pouvons utiliser séparément ou conjointement: ceux contraints par l'âge minimum de 60 ans et ceux contraints par l'âge maximum de 65 ans. Ces derniers sont caractérisés par des traits plus proches du groupe traité (en termes d'éducation et de PCS en particulier). Nous considérons donc ce groupe de contrôle, même si la taille de l'échantillon est limitée.

L'impact de l'augmentation de la distance à la retraite est identifié en utilisant une stratégie en double différence. Nous présentons les estimations pour les individus de 59 ans. Les estimations sont menées pour des niveaux différents d'expérience  $E$  ( $33 \text{ ans} < E < 38 \text{ ans}$ ). Nous définissons la variable muette " $Expe$ " valant 1 si l'individu est dans le groupe traité (il a  $E$  années d'expérience) et 0 s'il est dans le groupe de contrôle (il a moins de 32 années d'expérience). Pour un niveau d'expérience  $E$ , la date de traitement correspond à une génération  $D$ . Nous définissons une variable muette " $D$ " prenant la valeur 1 pour les individus appartenant à cette génération et aux précédentes et 0 sinon. Nous introduisons dans l'estimation la variable d'interaction " $Expe \times D$ " afin de mesurer l'impact de la hausse exogène de la distance à la retraite associée à la réforme 1993. Dans toutes les estimations,

---

<sup>5</sup>Le calendrier dans l'Enquête Emploi implique de considérer des niveaux d'expérience exprimés en nombre d'années, et non en nombre de trimestres comme dans Bozio (2007).

Table 3: Stratégie III : Age de la retraite pour un individu de 59 ans, selon son année de naissance et son expérience

Année de naissance	1933	1934	1935	1936	1937	1938	1939	1940	1941	1942	1943
Durée de cotisation ( $C$ )	37,5	37,75	38	38,25	38,5	38,75	39	39,25	39,5	39,75	40
Expérience											
38 années	60	60	60	60	60	60	60	60,25	60,5	60,75	61
$\Delta$ (réforme)	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0,5	0,75	1
37 années	60	60	60	60,25	60,5	60,75	61	61,25	61,5	61,75	62
$\Delta$ (réforme)	0	0	0	0,25	0,5	0,75	1	1,25	1,5	1,75	2
36 années	60,5	60,75	61	61,25	61,5	61,75	62	62,25	62,5	62,75	63
$\Delta$ (réforme)	0	0,25	0,5	0,75	1	1,25	1,5	1,75	2	2,25	2,5
35 années	61,5	61,75	62	62,25	62,5	62,75	63	63,25	63,5	63,75	64
$\Delta$ (réforme)	0	0,25	0,5	0,75	1	1,25	1,5	1,75	2	2,25	2,5
34 années	62,5	62,75	63	63,25	63,5	63,75	64	64,25	64,5	64,75	65
$\Delta$ (réforme)	0	0,25	0,5	0,75	1	1,25	1,5	1,75	2	2,25	2,5

Table 4: Stratégie III: Impact de la réforme de 1993 sur la probabilité d'être en emploi à 59 ans

		$N$	$Expe$	$Expe \times N$	Nombre d'observations
$E = 38$	Coeff.	-0.5607	-1.6051	<b>1.7365</b>	173
	P value	0.7060	0.0030	<b>0.1230</b>	
$E = 37$	Coeff.	-0.0079	-2.6595	<b>0.7347</b>	167
	P value	0.9920	0.0010	<b>0.2360</b>	
$E = 36$	Coeff.	-0.9375	-1.8795	<b>0.9582</b>	175
	P value	0.0800	0.0170	<b>0.0470</b>	
$E = 35$	Coeff.	-0.9706	-2.1505	<b>1.0664</b>	161
	P value	0.0780	0.0080	<b>0.0380</b>	
$E = 34$	Coeff.	-0.5666	-1.5578	<b>0.7446</b>	157
	P value	0.3080	0.0540	<b>0.1380</b>	
$E = 33$	Coeff.	-8.4129	-1.7228	<b>1.2562</b>	86
	P value	0.0000	0.1840	<b>0.1170</b>	

nous tenons compte des autres caractéristiques individuelles pour expliquer les différences d'emploi entre le groupe de contrôle et le groupe traité. Les résultats (non reportés) suggèrent que la réforme a un impact positif sur la probabilité d'être en emploi. Toutefois, les effets n'apparaissent pas significatifs. Ces résultats sont liés au fait que les cohortes ne sont pas affectées de la même manière par la réforme. Nous remplaçons donc la variable binaire 0/1 pour distinguer la date de traitement par une variable continue " $N$ " prenant la valeur 0 pour les générations plus jeunes que  $D$  et la valeur  $N$  le nombre de trimestres supplémentaires introduit par la réforme pour les individus de génération supérieure ou égale à  $D$ . Nous introduisons ensuite dans l'estimation la variable d'interaction " $Expe \times N$ " qui vaut le nombre  $N$  de trimestres supplémentaires pour les individus affectés la réforme de 1993 (ceux avec un niveau d'expérience  $E$  et d'une génération  $\geq D$ ) et 0 sinon.

Notre stratégie d'identification permet bien de capter les effets spécifiques de la distance à la retraite sur le taux d'emploi. Les générations récentes sont plus touchées par la réforme et décalent leur départ en retraite proportionnellement plus que les générations les moins touchées. Cette hétérogénéité dans la distance à la retraite, pour un âge et une expérience donnée, permet d'identifier, à travers le coefficient de la variable d'interaction, l'effet spécifique de l'éloignement de la retraite sur le taux d'emploi.

Le tableau 4 confirme l'influence positive de la distance à la retraite sur la probabilité d'être en emploi. Les individus de 59 ans caractérisés par une distance plus grande à la retraite ont une plus forte probabilité d'être en emploi que leurs homologues du même âge plus proches de la retraite. Quel que soit le niveau d'expérience, la hausse du nombre de trimestres requis pour obtenir le taux plein liée à la réforme de 1993 induit une plus grande probabilité d'être en emploi. Pour un individu de 59 ans avec 38 années d'expérience, une année supplémentaire requise pour obtenir le taux plein conduit à une hausse de la probabilité d'être en emploi de 35%<sup>6</sup>. La distance apparaît significative et avec le signe attendu pour  $E = 36$  et  $35$  (Tableau 4). Elle n'est significative qu'à 12%, 13% et 11% respectivement, pour  $E = 38$ ,  $E = 34$  et  $E = 33$ . Les résultats sont fragiles, même s'ils semblent aller dans le bon sens. De plus, si nous répétons l'exercice pour les âges de 57 et 58 ans, la variable d'interaction " $Expe \times N$ " apparaît avec le signe positif que nous attendons mais il est non significatif. Encore une fois, à ces âges, la taille des échantillons est réduite.

## 6 Conclusion

Pour conclure, l'ensemble de nos résultats semblent suggérer que la distance à la retraite affecte le taux d'emploi des quinquagénaires, à la différence de la distance à l'entrée qui mesure l'expérience. L'effet apparaît de façon non linéaire, en affectant significativement les individus suffisamment proches de la retraite, éligibles aux dispositifs ciblés sur les travailleurs âgés. Il ne s'agit évidemment pas de la cause unique de la faiblesse du taux d'emploi

---

<sup>6</sup>Le taux d'emploi des individus de 59 ans avec 38 ans d'expérience est de 45% en 1990 (pour les caractéristiques individuelles de référence). Cela signifie, par exemple, que, si l'on considère 2 individus de 59 ans, avec 38 années d'expérience et touchés par la réforme Balladur, celui qui sera éloigné de la retraite d'une année de plus que l'autre, verra sa probabilité d'emploi passer de 45% à  $45\% \times 1,35 = 60\%$ , toutes choses égales par ailleurs.

des seniors. Mais cette faiblesse ne peut pas être considérée comme un argument suffisant en faveur du maintien du statu quo en matière d'âge de la retraite. Elle peut même au contraire justifier un allongement de la durée de vie active si ce dernier est compatible avec les préférences individuelles. Pour cela, une politique incitative basée sur des surcotes, en particulier sous forme de sortie en capital, est certainement la plus souhaitable (Hairault et al. (2008a), Hairault et al. (2008b))

## References

- Benallah, S., Duc, C., & Legendre, F. (2008). Peut-on expliquer le faible taux d'emploi des seniors en france? *Revue de l'OFCE*, 2008/2(105), 5–17.
- Blanchet, D. & Pelé, G. (1997). *Social Security and Retirement in France*. NBER Working Paper 6214, NBER.
- Bozio, A. (2007). How elastic is the old-age labor supply? evidence from the 1993 french pension reform. In G. DeMesnil, P. Pestieau, & R. Fenge (Eds.), *Pension Strategies in Europe and the United States*: MIT Press.
- Hairault, J.-O., Langot, F., & Sopraseuth, T. (2006). Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors. *Economie et Statistique*, 397, 51–68.
- Hairault, J.-O., Langot, F., & Sopraseuth, T. (2008a). Distance to retirement and older workers employment: The case for delaying the retirement age. *Journal of the European Economic Association*. Forthcoming.
- Hairault, J.-O., Langot, F., & Sopraseuth, T. (2008b). *Une Retraite Choisie, L'emploi Des Seniors*. Editions de la rue d'Ulm.

ANNEXE

Table A.1: Age et distance à la retraite

Age	11 ans et plus	6 - 10 ans	3 - 5 ans	moins de 2 ans	Total
50	1118	6934	0	0	8052
51	785	6970	0	0	7755
52	597	6920	0	0	7517
53	352	6993	0	0	7345
54	209	6860	0	0	7069
55	0	711	6038	0	6749
56	0	479	6188	0	6667
57	0	340	6283	0	6623
58	0	167	313	6091	6571
59	0	89	248	6369	6706
Total	3061	36463	19070	12460	71054

Table A.2: Statistiques Descriptives (1)

	Non emploi	Emploi	Total
Total	60893	319641	380534
	16	84	100
Nombre d'années avant la retraite			
11 ans et plus	39257	273284	312541
	12.56	87.44	100
6 - 10 ans	6665	29798	36463
	18.28	81.72	100
3 - 5 ans	7068	12002	19070
	37.06	62.94	100
moins de 2 ans	7903	4557	12460
	63.43	36.57	100
Statut marital			
Vit en couple	36199	238726	274925
	13.17	86.83	100
Vit seul	24694	80915	105609
	23.38	76.62	100
Nombre d'enfants			
Pas d'enfant	27138	98646	125784
	21.58	78.42	100
1 - 2 enfants	25145	172691	197836
	12.71	87.29	100
3 - 5 enfants	7846	46709	54555
	14.38	85.62	100
6 enfants et plus	764	1595	2359
	32.39	67.61	100
Taille de la ville - Nombre d'habitants			
Région Parisienne	13650	60668	74318
	18.37	81.63	100
Plus de 200000 (hors région parisienne)	13956	64212	78168
	17.85	82.15	100
20000 - 200000 habitant (hors région parisienne)	10502	56432	66934
	15.69	84.31	100
Moins de 20000 habitants (hors région parisienne)	14976	90600	105576
	14.19	85.81	100
Commune rurale	60893	319641	380534
	16	84	100

Table A.3: Descriptive Statistics - Men (2)

	Non emploi	Emploi	Total
Secteur			
Industrie	18661	109554	128215
	14.55	85.45	100
Agriculture	1981	7229	9210
	21.51	78.49	100
Construction	9842	36815	46657
	21.09	78.91	100
Services	30409	166043	196452
	15.48	84.52	100
PCS			
Ouvrier	36706	167477	204183
	17.98	82.02	100
Employé	8985	33573	42558
	21.11	78.89	100
Professions Intermédiaires	10372	73529	83901
	12.36	87.64	100
Cadres	4830	45062	49892
	9.68	90.32	100
Nationalité			
Française	56017	303165	359182
	15.6	84.4	100
Non française	4876	16476	21352
	22.84	77.16	100

Table A.4: Statistiques Descriptives (3)

	Non emploi	Emploi	Total		Non emploi	Emploi	Total
Dummy Age				Dummy temporelle			
Moins de 50 ans	38894	270586	309480	1990	3789	23288	27077
	12.57	87.43	100		13.99	86.01	100
50	113	6922	8052	1991	3744	23564	27308
	14.03	85.97	100		13.71	86.29	100
51	1221	6534	7755	1992	4159	23848	28007
	15.74	84.26	100		14.85	85.15	100
52	1334	6183	7517	1993	4817	24610	29427
	17.75	82.25	100		16.37	83.63	100
53	1431	5914	7345	1994	5428	24613	30041
	19.48	80.52	100		18.07	81.93	100
54	1522	5547	7069	1995	5098	25125	30223
	21.53	78.47	100		16.87	83.13	100
55	1709	5040	6749	1996	5188	25406	30594
	25.32	74.68	100		16.96	83.04	100
56	2392	4275	6667	1997	5241	24858	30099
	35.88	64.12	100		17.41	82.59	100
57	3035	3588	6623	1998	5076	25029	30105
	45.83	54.17	100		16.86	83.14	100
58	3706	2865	6571	1999	5275	25253	30528
	56.4	43.6	100		17.28	82.72	100
59	4519	2187	6706	2000	3837	21811	25648
	67.39	32.61	100		14.96	85.04	100
				2001	4512	26283	30795
					14.65	85.35	100
				2002	4729	25953	30682
					15.41	84.59	100

Table A.5: Strategie I : Coefficients estimés sur les variables de contrôle (1)

	Sans la distance		Avec la distance	
	Coefficient	P value	Coefficient	P value
Variables Age				
Age	0.0568	0.0000	0.057	0.0000
Age $\times$ Age	-0.0008	0.0000	-0.001	0.0000
Age = 50	-0.1012	0.0020	0.090	0.738
Age = 51	-0.2177	0.0000	0.047	0.849
Age = 52	-0.3250	0.0000	-0.494	0.028
Age = 53	-0.4245	0.0000	-0.358	0.091
Age = 54	-0.5554	0.0000	-0.611	0.001
Age = 55	-0.7883	0.0000	-0.972	0.0000
Age = 56	-1.2869	0.0000	-1.632	0.0000
Age = 57	-1.6938	0.0000	-2.097	0.0000
Age = 58	-2.1476	0.0000	-2.557	0.0000
Age = 59	-2.6207	0.0000	-2.853	0.0000
Diplôme (Référence : Aucun diplôme)				
Baccalauréat et plus	0.2958	0.000	0.283	0.0000
Statut marital (Référence : Vit en couple)				
Vit seul	-0.8404	0.000	-0.841	0.0000
Nombre d'enfants (Référence : sans enfant)				
1 - 2 enfants	0.1583	0.000	0.158	0.0000
3 - 5 enfants	0.0249	0.163	0.023	0.199
6 enfants et plus	-0.4268	0.000	-0.428	0.0000
Taille de la ville - Nombre d'habitants (Référence : Région Parisienne)				
Plus de 200000 habitants (hors région parisienne)	-0.2791	0.000	-0.279	0.0000
20000 - 200000 habitants (hors région parisienne)	-0.1961	0.000	-0.196	0.0000
Moins de 20000 habitants (hors région parisienne)	0.0105	0.628	0.010	0.659
Commune rurale	0.1365	0.000	0.137	0.0000
PCS (Référence : Ouvrier)				
Employé	-0.1930	0.0000	-0.192	0.000
Professions Intermédiaires	0.2650	0.0000	0.267	0.000
Cadres	0.4340	0.0000	0.422	0.000

Table A.6: Strategie I : Coefficients estimés sur les variables de contrôle (2)

	Sans la distance		Avec la distance	
	Coefficient	P value	Coefficient	P value
Secteur (Référence : Industrie)				
Agriculture	-0.3413	0.0000	-0.342	0.0000
Construction	-0.3595	0.0000	-0.360	0.0000
Services	0.1971	0.0000	0.196	0.0000
Nationalité (Référence : Française)				
Non française	-0.4997	0.0000	-0.500	0.0000
Dummy temporelle (Référence : 1990)				
1991	-0.0140	0.4850	-0.014	0.491
1992	-0.1109	0.0000	-0.111	0.0000
1993	-0.2740	0.0000	-0.274	0.0000
1994	-0.4101	0.0000	-0.410	0.0000
1995	-0.3199	0.0000	-0.320	0.0000
1996	-0.3274	0.0000	-0.328	0.0000
1997	-0.3745	0.0000	-0.375	0.0000
1998	-0.3214	0.0000	-0.323	0.0000
1999	-0.3343	0.0000	-0.336	0.0000
2000	-0.1738	0.0000	-0.175	0.0000
2001	-0.0621	0.0080	-0.065	0.005
2002	-0.1416	0.0000	-0.145	0.0000
Constante	1.5157	0.0000	1.514	0.0000
Nombre d'observations	380534		380534	

Table A.7: Strategie II: Coefficients estimés sur les variables de contrôle (1)

	Estimation <i>i</i> )		Estimation <i>ii</i> )		Estimation <i>iii</i> )	
	Population contrainte par l'âge minimum 60		Population contrainte par l'âge maximum 65		Tous les individus	
	Coefficient	P value	Coefficient	P value	Coefficient	P value
Age	0,0478	0,000	0,0861	0,314	0,0569	0,000
Age * Age	-0,0007	0,000	-0,0013	0,271	-0,0008	0,000
Diplome (Reference : Aucune diplôme - CAP BEP)						
Baccalauréat et plus	0,1710	0,000	-0,0722	0,756	0,2875	0,000
Statut marital (Reference : vit en couple)						
Vit seul	-0,8921	0,000	-0,5851	0,000	-0,8418	0,000
Nombre d'enfants (Reference : pas d'enfant)						
1-2 enfants	0,1909	0,000	-0,0300	0,738	0,1580	0,000
3-5 enfants	0,0483	0,014	-0,0843	0,542	0,0235	0,187
+6 enfants	-0,4415	0,000	-0,6867	0,311	-0,4269	0,000
Taille de la ville (Reference : Région parisienne)						
plus de 200000 hab	-0,3465	0,000	-0,1606	0,130	-0,2794	0,000
20000 à 200000 hab	-0,2602	0,000	-0,3508	0,003	-0,1961	0,000
Moins de 20000 hab	-0,0450	0,072	0,0495	0,757	0,0094	0,666
Commune rurale	0,1113	0,000	-0,1790	0,235	0,1356	0,000
PCS (Reference : Ouvrier)						
Employé	-0,2475	0,000	0,3574	0,039	-0,1919	0,000
Profession intermédiaire	0,2294	0,000	0,6550	0,000	0,2693	0,000
Cadres	0,2834	0,000	1,3599	0,000	0,4271	0,000

Table A.8: Strategie II: Coefficients estimés sur les variables de contrôle (2)

	Estimation <i>i</i> )		Estimation <i>ii</i> )		Estimation <i>iii</i> )	
	Population contrainte par l'âge minimum 60		Population contrainte par l'âge maximum 65		Tous les individus	
	Coefficient	P value	Coefficient	P value	Coefficient	P value
Secteur (Reference : Industrie)						
Agriculture	-0,2936	0,000	-1,4415	0,004	-0,3433	0,000
Construction	-0,3276	0,000	-0,4745	0,033	-0,3604	0,000
Services	0,2306	0,000	-0,1764	0,076	0,1962	0,000
Nationalité (Reference : Française)						
Non Française	-0,4009	0	-0,5427	0	-0,4995	0
Dummy temporelle (Référence : 1990)						
1991	-0,0189	0,368	-0,0058	0,978	-0,0143	0,477
1992	-0,1026	0,000	-0,1086	0,606	-0,1109	0,000
1993	-0,2447	0,000	-0,3309	0,112	-0,2735	0,000
1994	-0,3699	0,000	-0,5293	0,009	-0,4100	0,000
1995	-0,2842	0,000	-0,6586	0,001	-0,3202	0,000
1996	-0,2971	0,000	-0,6831	0,001	-0,3274	0,000
1997	-0,3560	0,000	-0,6481	0,001	-0,3751	0,000
1998	-0,3028	0,000	-0,5844	0,004	-0,3224	0,000
1999	-0,3353	0,000	-0,5066	0,011	-0,3362	0,000
2000	-0,1881	0,000	-0,3174	0,122	-0,1754	0,000
2001	-0,0722	0,005	-0,2325	0,244	-0,0646	0,005
2002	-0,1325	0,000	-0,2660	0,184	-0,1450	0,000
Age = 50	1,5644	0,009	-0,2791	0,937	1,6546	0,059
Age = 51	1,3515	0,028	-1,3199	0,702	1,6517	0,058
Age = 52	0,7889	0,205	12,0185	0,046	0,0569	0,945
Age = 53	-0,2183	0,722	6,8346	0,309	-0,6905	0,382
Age = 54	-0,8286	0,183	0,4738	0,943	-1,5628	0,04
Age = 55	-1,5167	0,015	6,1640	0,347	-1,8093	0,014
Age = 56	-1,0608	0,078	7,2829	0,244	-1,9628	0,003
Age = 57	-2,6823	0,000	4,6089	0,469	-4,0024	0,000
Age = 58	-2,2889	0,000	9,7218	0,181	-3,5070	0,000
Age = 59	-3,4921	0,000	9,7390	0,161	-4,3010	0,000
Constant	1,6183	0,000	0,8632	0,589	1,5188	0,000
Nombre d'observations	287335		8081		380534	

Table A.9: Age, distance à l'entrée et distance à la sortie

Variables	1		2	
	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value
Age, référence 50 ans				
Age = 51	-0,071	0.897	-0,614	0.682
Age = 52	0,530	0.358	-2,045	0.186
Age = 53	-0,575	0.333	-2,871	0.065
Age = 54	-0,485	0.424	-3,887	0.012
Age = 55	-0,735	0.238	-4,786	0.002
Age = 56	-1,007	0.096	-4,285	0.004
Age = 57	-1,651	0.006	-7,347	0.000
Age = 58	-0,997	0.109	-6,581	0.000
Age = 59	-1,101	0.085	-6,749	0.000
Distance à l'entrée				
Experience * Age = 50	-0,016	0.230	-0,055	0.007
Experience * Age = 51	-0,015	0.267	-0,047	0.021
Experience * Age = 52	-0,035	0.007	-0,038	0.062
Experience * Age = 53	-0,007	0.585	-0,014	0.483
Experience * Age = 54	-0,014	0.288	-0,003	0.895
Experience * Age = 55	-0,014	0.297	0,009	0.661
Experience * Age = 56	-0,019	0.124	-0,009	0.623
Experience * Age = 57	-0,012	0.295	0,043	0.017
Experience * Age = 58	-0,041	0.001	0,015	0.401
Experience * Age = 59	-0,053	0.000	0,008	0.689
Distance à la sortie				
Distance * Age = 50			-0,224	0.010
Distance * Age = 51			-0,188	0.030
Distance * Age = 52			-0,021	0.814
Distance * Age = 53			-0,047	0.585
Distance * Age = 54			0,055	0.527
Distance * Age = 55			0,126	0.162
Distance * Age = 56			0,047	0.574
Distance * Age = 57			0,322	0.000
Distance * Age = 58			0,344	0.000
Distance * Age = 59			0,374	0.000

Champ : Hommes de 50 à 59 ans

Variable expliquée :  $y = 1$  si l'individu occupe un emploi, 0 sinon

Sources: Enquête Emploi de l'INSEE de 1995 à 2002

Table A.10: Age, distance à l'entrée et distance à la sortie : variables de contrôle

	1		2	
	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value
Diplome (Reference : Aucune diplôme - CAP BEP)				
Baccalauréat et plus	-0,016	0.751	-0,007	0.884
Statut marital (Reference : vit en couple)				
Vit seul	-0,794	0.000	-0,798	0.000
Nombre d'enfants (Reference : pas d'enfant)				
1-2 enfants	0,311	0.000	0,307	0.000
3-5 enfants	0,042	0.480	0,041	0.492
+6 enfants	-0,145	0.525	-0,140	0.542
Taille de la ville (Reference : Région parisienne)				
plus de 200000 hab	-0,386	0.000	-0,387	0.000
20000 à 200000 hab	-0,373	0.000	-0,373	0.000
Moins de 20000 hab	-0,388	0.000	-0,391	0.000
Commune rurale	-0,307	0.000	-0,309	0.000
PCS (Reference : Ouvrier)				
Employé	-0,443	0.000	-0,437	0.000
Profession intermédiaire	0,162	0.000	0,180	0.000
Cadres	0,521	0.000	0,527	0.000
Secteur (Reference : Industrie)				
Agriculture	-0,367	0.000	-0,374	0.000
Construction	-0,383	0.000	-0,385	0.000
Services	-0,126	0.000	-0,127	0.000
Nationalité (Reference : Française)				
Non Française	-0,121	0.064	-0,124	0.057
Dummy temporelle (Référence : 1995)				
1996	0,067	0.122	0,067	0.121
1997	0,096	0.036	0,095	0.038
1998	0,075	0.107	0,074	0.112
1999	0,036	0.442	0,030	0.515
2000	0,044	0.356	0,041	0.398
2001	0,119	0.009	0,115	0.012
2002	0,174	0.000	0,166	0.000
Constante	2,717	0.000	5,485	0.000
Nombre d'observations	46563		46563	

Champ : Hommes de 50 à 59 ans

Variable expliquée :  $y = 1$  si l'individu occupe un emploi, 0 sinon

Sources: Enquête Emploi de l'INSEE de 1995 à 2002