

Le faible taux d'emploi des seniors

Distance à l'entrée dans la vie active ou distance à la retraite ?

Jean-Olivier Hairault

École d'économie de Paris (PSE),
Université de Paris I Panthéon-
Sorbonne et IZA

François Langot

Université du Maine, GAINS-TEPP,
ERMES-TEPP et IZA

Thepthida Sopraseuth

Université du Maine, GAINS-TEPP,
Cepremap et PSE

Dans un article récent, 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, soulignant 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.

jean-olivier.hairault@univ-paris1.fr
flangot@univ-lemans.fr
thepthida.sopraseuth@univ-
lemans.fr

Mots clés : Emploi des seniors. Retraite. Expérience.

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 en 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.

1. 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 ces 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 et 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 hommes¹.

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.

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

Cependant, la distance à la retraite est étroitement liée 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 ans². 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 la 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.

Les tableaux A.1 à 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 et 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

2. 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.

emploi en fin de vie active à travers la distance à la retraite, même si nous reconnaissons que cette interprétation est discutable³. 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 : $D_{ij} = \text{Min}[\text{Max}(60, F_i + C_j), 65] - A_i$.

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 2). 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 œuvre 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 3). Finalement, nous tirons avantage de la mise en œuvre progressive de la réforme Balladur pour identifier l'effet spécifique (exogène) de la distance à la retraite *via* une estimation en double différence (Stratégie III, Section 4).

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 préretraite et en « Dispense de Recherche d'emploi (DRE) » sont donc considérées comme des personnes non encore retraitées 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).

2. 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

3. C'est la finalité de cet article d'approfondir cette question.

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 $\text{âge} = k$ 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. « Distance * Âge = 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.

À ce stade, 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 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.

Tableau 1 : Stratégie I : L'effet distance à la retraite

	Coefficient	P value
Distance * Âge = 50	-0,018	0,474
Distance * Âge = 51	-0,028	0,278
Distance * Âge = 52	0,020	0,446
Distance * Âge = 53	-0,009	0,747
Distance * Âge = 54	0,009	0,755
Distance * Âge = 55	0,035	0,224
Distance * Âge = 56	0,082	0,003
Distance * Âge = 57	0,125	0,000
Distance * Âge = 58	0,186	0,000
Distance * Âge = 59	0,192	0,000

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.

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

3. 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 quinquagénaires, 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 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-population⁴. 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

4. 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.

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 semblent 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 deux effets est rendue possible par les contraintes d'âge de retraite minimum (60 ans) et maximum (65 ans). 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.

Tableau 2 : Stratégie II : Expérience et distance à la retraite

	(Estimation i) Individus contraints par l'âge minimum de 60 ans		(Estimation ii) Individus contraints par l'âgemaximum de 65 ans		(Estimation iii) Tous les individus	
	Coefficient	P value	Coefficient	P value	Coefficient	P value
Expérience * Âge = 50	-0,0493	0,005	0,0191	0,902	-0,0276	0,063
Expérience * Âge = 51	-0,0457	0,008	0,0432	0,767	-0,0289	0,057
Expérience * Âge = 52	-0,0324	0,058	-0,4808	0,044	-0,0101	0,497
Expérience * Âge = 53	-0,0072	0,659	-0,2546	0,322	0,0065	0,651
Expérience * Âge = 54	0,0053	0,745	-0,0127	0,959	0,0186	0,193
Expérience * Âge = 55	0,0161	0,307	-0,2182	0,352	0,0167	0,238
Expérience * Âge = 56	-0,0081	0,586	-0,2678	0,217	0,0069	0,605
Expérience * Âge = 57	0,0213	0,125	-0,1752	0,413	0,0395	0,002
Expérience * Âge = 58	0,0003	0,982	-0,3391	0,15	0,0203	0,104
Expérience * Âge = 59	0,0169	0,240	-0,3411	0,12	0,0318	0,014
Distance * Âge = 50					-0,0809	0,053
Distance * Âge = 51					-0,0938	0,028
Distance * Âge = 52					-0,0033	0,938
Distance * Âge = 53					0,0037	0,932
Distance * Âge = 54					0,0491	0,25
Distance * Âge = 55					0,0720	0,098
Distance * Âge = 56					0,0956	0,020
Distance * Âge = 57					0,2183	0,000
Distance * Âge = 58					0,2329	0,000
Distance * Âge = 59					0,2698	0,000

Champ : Hommes de 15 à 59 ans.

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

Sources : Enquêtes Emploi de l'Insee de 1990 à 2002.

4. 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 œuvre 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).⁵

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

<i>Année de naissance</i>	1933	1934	1935	1936	1937	1938	1939	1940	1941	1942	1943
<i>Durée de cotisation (C)</i>	37,5	37,75	38	38,25	38,5	38,75	39	39,25	39,5	39,75	40
<i>Expérience</i>											
38 années	60	60	60	60	60	60	60	60,25	60,5	60,75	61
Δ (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
Δ (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
Δ (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
Δ (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
Δ (réforme)	0	0,25	0,5	0,75	1	1,25	1,5	1,75	2	2,25	2,5

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. À 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

5. 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).

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 x 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, 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 x 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 donnés, 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 %⁶. La distance apparaît significative et avec le signe attendu pour $E = 36$ et 35 . 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 x 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.

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

		N	Expe	Expe * N	Nombre d'observations
E = 38	Coeff.	-0,5607	-1,6051	1,7365	173
	P value	0,7060	0,0030	0,1230	
E - 37	Coeff.	-0,0079	-2,6595	0,7347	167
	P value	0,9920	0,0010	0,2360	
E = 36	Coeff.	-0,9375	-1,8795	0,9582	175
	P value	0,0800	0,0170	0,0470	
E - 35	Coeff.	-0,9706	-2,1505	1,0664	161
	P value	0,0780	0,0080	0,0380	
E = 34	Coeff.	-0,5666	-1,5578	0,7446	157
	P value	0,3080	0,0540	0,1380	
E = 33	Coeff.	-8,4129	-1,7228	1,2562	86
	P value	0,0000	0,1840	0,1170	

■ Conclusion

Pour conclure, l'ensemble de nos résultats semble 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 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

6. 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.

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, 2008b).

Références bibliographiques

- Benallah Samia, Cindy Duc et François Legendre, 2008, « Peut-on expliquer le faible taux d'emploi des seniors en France ? », *Revue de l'OFCE*, n° 105, pp. 5-17.
- Blanchet D. et G. Pelé, 1997, « Social Security and Retirement in France », *NBER Working Paper* 6214, NBER.
- Bozio Antoine, 2007, « How elastic is the old-age labor supply? Evidence from the 1993 French pension reform », in G. DeMesnil, P. Pestieau, et R. Fenge (Eds.), *Pension Strategies in Europe and the United States*, MIT Press.
- Hairault Jean-Olivier, François Langot et Thepthida Sopraseuth, 2006, « Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors », *Economie et Statistique*, n° 397, pp. 51-68.
- Hairault Jean-Olivier, François Langot et Thepthida Sopraseuth, 2008a, « Distance to retirement and older workers' employment: The case for delaying the retirement age », *Journal of the European Economic Association*, à paraître.
- Hairault Jean-Olivier, François Langot et Thepthida Sopraseuth, 2008b, *Une retraite choisie, L'emploi des seniors*, Paris, Éditions de la rue d'Ulm.

Annexe

Tableau A.1 : Âge et distance à la retraite

Âge	11 ans et plus	6 - 10 ans	3 - 5 ans	moins de 2 ans	Total
50	1 118	6 934	0	0	8 052
51	785	6 970	0	0	7 755
52	597	6 920	0	0	7 517
53	352	6 993	0	0	7 345
54	209	6 860	0	0	7 069
55	0	711	6 038	0	6 749
56	0	479	6 188	0	6 667
57	0	340	6 283	0	6 623
58	0	167	313	6 091	6 571
59	0	89	248	6 369	6 706
Total	3 061	36 463	19 070	12 460	71 054

Tableau A.2 : Statistiques Descriptives - Hommes (1)

	Non emploi	Emploi	Total
Total	60 893	319 641	380 534
En %	16	84	100
<i>Nombre d'années avant la retraite</i>			
11 ans et plus	39 257	273 284	312 541
En %	12,56	87,44	100
6 - 10 ans	6 665	29 798	36 463
En %	18,28	81,72	100
3 - 5 ans	7 068	12 002	19 070
En %	37,06	62,94	100
moins de 2 ans	7 903	4 557	12 460
En %	63,43	36,57	100
<i>Statut marital</i>			
Vit en couple	36 199	238 726	274 925
En %	13,17	86,83	100
Vit seul	24 694	80 915	105 609
En %	23,38	76,62	100
<i>Nombre d'enfants</i>			
Pas d'enfant	27 138	98 646	125 784
En %	21,58	78,42	100
1 - 2 enfants	25 145	172 691	197 836
En %	12,71	87,29	100
3 - 5 enfants	7 846	46 709	54 555
En %	14,38	85,62	100
6 enfants et plus	764	1 595	2 359
En %	32,39	67,61	100
<i>Taille de la ville - Nombre d'habitants</i>			
Région Parisienne	13 650	60 668	74 318
En %	18,37	81,63	100
Plus de 200 000 hab. (hors région parisienne)	13 956	64 212	78 168
En %	17,85	82,15	100
20 000 – 200 000 habitants (hors région parisienne)	10 502	56 432	66 934
En %	15,69	84,31	100
Moins de 20 000 habitants (hors région parisienne)	14 976	90 600	105 576
En %	14,19	85,81	100
Commune rurale	60 893	319 641	380 534
En %	16	84	100

Tableau A.3 : Statistiques Descriptives - Hommes (2)

	Non emploi	Emploi	Total
<i>Secteur</i>			
Industrie	18 661	109 554	128 215
En %	14,55	85,45	100
Agriculture	1 981	7 229	9 210
En %	21,51	78,49	100
Construction	9 842	36 815	46 657
En %	21,09	78,91	100
Services	30 409	166 043	196 452
En %	15,48	84,52	100
<i>PCS</i>			
Ouvrier	36 706	167 477	204 183
En %	17,98	82,02	100
Employé	8 985	33 573	42 558
En %	21,11	78,89	100
Professions Intermédiaires	10 372	73 529	83 901
En %	12,36	87,64	100
Cadres	4 830	45 062	49 892
En %	9,68	90,32	100
<i>Nationalité</i>			
Française	56 017	303 165	359 182
En %	15,6	84,4	100
Non française	4 876	16 476	21 352
En %	22,84	77,16	100

Tableau A.4 : Statistiques Descriptives - Hommes (3)

Variables d'âge	Non emploi	Emploi	Total	Variables temporelles	Non emploi	Emploi	Total
Moins de 50 ans	38 894	270 586	309 480	1990	3 789	23 288	27 077
%	12,57	87,43	100	%	13,99	86,01	100
50	113	6 922	8 052	1991	3 744	23 564	27 308
%	14,03	85,97	100	%	13,71	86,29	100
51	1 221	6 534	7 755	1992	4 159	23 848	28 007
%	15,74	84,26	100	%	14,85	85,15	100
52	1 334	6 183	7 517	1993	4 817	24 610	29 427
%	17,75	82,25	100	%	16,37	83,63	100
53	1 431	5 914	7 345	1994	5 428	24 613	30 041
%	19,48	80,52	100	%	18,07	81,93	100
54	1 522	5 547	7 069	1995	5 098	25 125	30 223
%	21,53	78,47	100	%	16,87	83,13	100
55	1 709	5 040	6 749	1996	5 188	25 406	30 594
%	25,32	74,68	100	%	16,96	83,04	100
56	2 392	4 275	6 667	1997	5 241	24 858	30 099
%	35,88	64,12	100	%	17,41	82,59	100
57	3 035	3 588	6 623	1998	5 076	25 029	30 105
%	45,83	54,17	100	%	16,86	83,14	100
58	3 706	2 865	6 571	1999	5275	25253	30528
%	56,4	43,6	100	%	17,28	82,72	100
59	4 519	2 187	6 706	2000	3837	21811	25648
%	67,39	32,61	100	%	14,96	85,04	100
				2001	4512	26283	30795
				%	14,65	85,35	100
				2002	4 729	25 953	30 682
				%	15,41	84,59	100

Tableau A.5 : Stratégie I : Coefficients estimés sur les variables de contrôle (1)

	Sans la distance		Avec la distance	
	Coefficient	P value	Coefficient	P value
<i>Variables Âge</i>				
Âge	0,0568	0,0000	0,057	0,0000
Âge * Âge	-0,0008	0,0000	-0,001	0,0000
Âge = 50	-0,1012	0,0020	0,090	0,738
Âge = 51	-0,2177	0,0000	0,047	0,849
Âge = 52	-0,3250	0,0000	-0,494	0,028
Âge = 53	-0,4245	0,0000	-0,358	0,091
Âge = 54	-0,5554	0,0000	-0,611	0,001
Âge = 55	-0,7883	0,0000	-0,972	0,0000
Âge = 56	-1,2869	0,0000	-1,632	0,0000
Âge = 57	-1,6938	0,0000	-2,097	0,0000
Âge = 58	-2,1476	0,0000	-2,557	0,0000
Âge = 59	-2,6207	0,0000	-2,853	0,0000
<i>Diplôme (Référence : Aucun diplôme)</i>				
Baccalauréat et plus	0,2958	0,000	0,283	0,0000
<i>Statut marital (Référence : Vit en couple)</i>				
Vit seul	-0,8404	0,000	-0,841	0,0000
<i>Nombre d'enfants (Référence : sans enfant)</i>				
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
<i>Taille de la ville - Nombre d'habitants (Référence : Région Parisienne)</i>				
Plus de 200 000 habitants (hors région parisienne)	-0,2791	0,000	-0,279	0,0000
20 000 - 200 000 habitants (hors région parisienne)	-0,1961	0,000	-0,196	0,0000
Moins de 20 000 habitants (hors région parisienne)	0,0105	0,628	0,010	0,659
Commune rurale	0,1365	0,000	0,137	0,0000
<i>PCS (Référence : Ouvrier)</i>				
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

Tableau A.6 : Stratégie I : Coefficients estimés sur les variables de contrôle (2)

	Sans la distance		Avec la distance	
	Coefficient	P value	Coefficient	P value
<i>Secteur (Référence : Industrie)</i>				
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
<i>Nationalité (Référence : Française)</i>				
Non française	-0,4997	0,0000	-0,500	0,0000
<i>Variable temporelle (Référence : 1990)</i>				
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
<i>Nombre d'observations</i>	380 534		380 534	

Tableau A.7 : Stratégie II: Coefficients estimés sur les variables de contrôle (1)

	(Estimation i) Individus contraints par l'âge minimum de 60 ans		(Estimation ii) Individus contraints par l'âge maximum de 65 ans		(Estimation iii) Tous les individus	
	Coefficient	P value	Coefficient	P value	Coefficient	P value
Âge	0,0478	0,000	0,0861	0,314	0,0569	0,000
Âge * Âge	-0,0007	0,000	-0,0013	0,271	-0,0008	0,000
<i>Diplôme (Référence : Aucune diplôme - CAP BEP)</i>						
Baccalauréat et plus	0,1710	0,000	-0,0722	0,756	0,2875	0,000
<i>Statut marital (Référence : vit en couple)</i>						
Vit seul	-0,8921	0,000	-0,5851	0,000	-0,8418	0,000
<i>Nombre d'enfants (Référence : pas d'enfant)</i>						
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
<i>Taille de la ville (Référence : Région parisienne)</i>						
plus de 200 000 hab.	-0,3465	0,000	-0,1606	0,130	-0,2794	0,000
200 000 à 20 000 hab.	-0,2602	0,000	-0,3508	0,003	-0,1961	0,000
Moins de 2 000 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
<i>PCS (Référence : Ouvrier)</i>						
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

Tableau A.8 : Stratégie II: Coefficients estimés sur les variables de contrôle (2)

	(Estimation i) Individus contraints par l'âge minimum de 60 ans		(Estimation ii) Individus contraints par l'âge maximum de 65 ans		(Estimation iii) Tous les individus	
	Coefficient	P value	Coefficient	P value	Coefficient	P value
<i>Secteur</i> (Référence : 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
<i>Nationalité</i> (Référence : Française)						
Non Française	-0,4009	0	-0,5427	0	-0,4995	0
<i>Variable temporelle</i> (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
Âge = 50	1,5644	0,009	-0,2791	0,937	1,6546	0,059
Âge = 51	1,3515	0,028	-1,3199	0,702	1,6517	0,058
Âge = 52	0,7889	0,205	12,0185	0,046	0,0569	0,945
Âge = 53	-0,2183	0,722	6,8346	0,309	-0,6905	0,382
Âge = 54	-0,8286	0,183	0,4738	0,943	-1,5628	0,04
Âge = 55	-1,5167	0,015	6,1640	0,347	-1,8093	0,014
Âge = 56	-1,0608	0,078	7,2829	0,244	-1,9628	0,003
Âge = 57	-2,6823	0,000	4,6089	0,469	-4,0024	0,000
Âge = 58	-2,2889	0,000	9,7218	0,181	-3,5070	0,000
Âge = 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
<i>Nombre d'observations</i>	287 335		8 081		380 534	

Tableau A.9 : Âge, distance à l'entrée et distance à la sortie

Variables	1		2	
	Coefficient	p-value	Coefficient	p-value
<i>Âge, référence 50 ans</i>				
Âge = 51	-0,071	0,897	-0,614	0,682
Âge = 52	0,530	0,358	-2,045	0,186
Âge = 53	-0,575	0,333	-2,871	0,065
Âge = 54	-0,485	0,424	-3,887	0,012
Âge = 55	-0,735	0,238	-4,786	0,002
Âge = 56	-1,007	0,096	-4,285	0,004
Âge = 57	-1,651	0,006	-7,347	0,000
Âge = 58	-0,997	0,109	-6,581	0,000
Âge = 59	-1,101	0,085	-6,749	0,000
<i>Distance à l'entrée</i>				
Expérience * Âge = 50	-0,016	0,230	-0,055	0,007
Expérience * Âge = 51	-0,015	0,267	-0,047	0,021
Expérience * Âge = 52	-0,035	0,007	-0,038	0,062
Expérience * Âge = 53	-0,007	0,585	-0,014	0,483
Expérience * Âge = 54	-0,014	0,288	-0,003	0,895
Expérience * Âge = 55	-0,014	0,297	0,009	0,661
Expérience * Âge = 56	-0,019	0,124	-0,009	0,623
Expérience * Âge = 57	-0,012	0,295	0,043	0,017
Expérience * Âge = 58	-0,041	0,001	0,015	0,401
Expérience * Âge = 59	-0,053	0,000	0,008	0,689
<i>Distance à la sortie</i>				
Distance * Âge = 50			-0,224	0,010
Distance * Âge = 51			-0,188	0,030
Distance * Âge = 52			-0,021	0,814
Distance * Âge = 53			-0,047	0,585
Distance * Âge = 54			0,055	0,527
Distance * Âge = 55			0,126	0,162
Distance * Âge = 56			0,047	0,574
Distance * Âge = 57			0,322	0,000
Distance * Âge = 58			0,344	0,000
Distance * Âge = 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 : Enquêtes Emploi de l'Insee de 1995 à 2002.

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

	1		2	
	Coeff.	p-value	Coeff.	p-value
<i>Diplôme (Référence : Aucune diplôme - CAP BEP)</i>				
Baccalauréat et plus	-0,016	0,751	-0,007	0,884
<i>Statut marital (Référence : vit en couple)</i>				
Vit seul	-0,794	0,000	-0,798	0,000
<i>Nombre d'enfants (Référence : pas d'enfant)</i>				
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
<i>Taille de la ville (Référence : Région parisienne)</i>				
plus de 200 000 hab.	-0,386	0,000	-0,387	0,000
20 000 à 200 000 hab.	-0,373	0,000	-0,373	0,000
Moins de 20 000 hab.	-0,388	0,000	-0,391	0,000
Commune rurale	-0,307	0,000	-0,309	0,000
<i>PCS (Référence : Ouvrier)</i>				
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
<i>Secteur (Référence : Industrie)</i>				
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
<i>Nationalité (Référence : Française)</i>				
Non Française	-0,121	0,064	-0,124	0,057
<i>Variable temporelle (Référence : 1995)</i>				
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	46 563		46 563	

Champ : Hommes de 50 à 59 ans.

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

Sources : Enquêtes Emploi de l'Insee de 1995 à 2002.