



Protection de l'emploi et formation des travailleurs en fin de carrière

Pierre-Jean Messe, Bénédicte Rouland

► To cite this version:

Pierre-Jean Messe, Bénédicte Rouland. Protection de l'emploi et formation des travailleurs en fin de carrière. *Revue d'économie politique*, 2013, Vol. 123 (3), pp.403-422. <10.3917/redp.233.0403>. <hal-04455456>

HAL Id: hal-04455456

<https://hal.science/hal-04455456v1>

Submitted on 13 Feb 2024

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.



HAL Authorization

Protection de l'emploi et formation des travailleurs en fin de carrière : l'expérience française de la contribution Delalande

Résumé

Ce papier vise à estimer à partir de données françaises l'effet d'une protection de l'emploi spécifique à l'âge sur le taux de formation des travailleurs en fin de carrière. Nous nous appuyons sur l'expérience française de la taxe Delalande, qui de 1987 à 2008, était due par toute firme qui licenciait un travailleur senior. Nous exploitons un changement de barème de cette taxe en 1999 qui n'a concerné que les entreprises de plus de 50 salariés et nous adoptons une approche par double différence combinée avec une méthode d'appariement sur le score de propension. Nous montrons que cette réforme a fortement augmenté le taux de formation des travailleurs âgés de 45-49 ans, soit juste avant l'âge seuil de la taxe Delalande.

Travailleurs en fin de carrière, protection de l'emploi, formation continue

JEL Classification : J14, J24, J26

1 Introduction

Depuis 40 ans, la majorité des pays de l'OCDE ont connu une très forte chute des taux d'emploi des 55-64 ans. Ainsi, alors que l'âge moyen de cessation d'activité pour les hommes était en 1977 de 67 ans au sein de l'OCDE, il n'était plus que de 62,5 ans en 2007. Face à ce phénomène qui menace à terme l'équilibre financier des systèmes de retraite, de nombreux pays tels que la France mais aussi la Belgique, la Finlande ou l'Autriche ont renforcé la protection de l'emploi pour les travailleurs âgés, soit sous forme d'une taxe sur le licenciement plus élevée ou de délais de préavis plus importants pour les firmes (OCDE, 2006). De nombreuses études révèlent que ces dispositifs ont bien réduit le taux de séparation parmi les seniors concernés¹.

1. On peut citer par exemple l'étude de Schnalzenberger et Winter-Ebmer (2009) pour l'Autriche ou celle de Behaghel et al. (2008) pour le cas français

Cette observation soulève la question suivante : en incitant les employeurs à instaurer une relation de plus long terme avec leurs travailleurs âgés, dans quelle mesure cette protection de l'emploi spécifique a permis d'augmenter leur taux de formation ? Cette question est d'autant plus pertinente que cette catégorie de travailleurs présente un important désavantage comparatif concernant l'accès à la formation continue (Behaghel, 2006), compte-tenu d'une part de leur faible horizon de carrière (Montizaan et al., 2010 ; Khaskhoussi et Langot, 2008) et d'autre part de leur faible capacité à s'adapter aux changements organisationnels ou technologiques². Ainsi, en France la probabilité qu'un senior bénéficie d'une formation est de 20% inférieure à celle pour un travailleur âgé entre 30 et 34 ans (Lainé, 2002).

Dans la littérature, la relation entre protection de l'emploi et formation a déjà été explorée. Certains papiers mettent l'accent sur les effets sur l'investissement en formation des travailleurs, en soulignant qu'une forte protection de l'emploi encourage les offreurs de travail à accumuler du capital humain spécifique (Wasmer, 2006 ; Belot et al., 2007). D'autres s'intéressent davantage aux incitations qu'ont les firmes à offrir des formations à leurs salariés. Ainsi Acemoglu (1997) et Lechthaler (2009) montrent qu'une forte protection de l'emploi incite les employeurs à investir davantage dans le capital humain général de leurs travailleurs. De même, Chéron et Rouland (2009) mettent en évidence un effet de complémentarité entre protection de l'emploi et investissement en capital humain spécifique. L'idée est qu'en cas de forte protection de l'emploi, l'entreprise anticipant un choc de productivité sur l'un de ses postes va investir dans de la formation pour rendre ce poste moins vulnérable aux chocs et ainsi éviter de payer le coût de séparation.

La contribution de ce papier est essentiellement empirique. En nous appuyant sur l'expérience française, nous cherchons à estimer l'effet d'une forme de protection de l'emploi spécifique à l'âge sur le taux de formation des travailleurs en fin de carrière, c'est à dire âgés de 45 ans et plus³. Depuis 1987 et jusqu'à 2008 en France, toute firme qui licenciait un travailleur âgé devait payer une taxe exprimée en termes de mois de salaires du travailleur et croissante avec l'âge de celui-ci. Cette taxe, connue sous le nom de Contribution Delalande, a connu de nombreuses modifications. Ainsi, en 1992, l'âge seuil d'éligibilité à ce dispositif pour un travailleur est passé de 55 ans à 50 ans, et toutes les firmes qui embauchaient des travailleurs de 50 ans ou plus en ont été exonérées. De plus, en 1999, cette taxe a augmenté mais seulement pour les firmes de 50 salariés ou plus. Le tableau 1 permet d'illustrer les différents changements de barème qu'a connus la taxe Delalande jusqu'à sa suppression en

2. L'enquête EGS50+ de la DARES menée en 2008 révèle que pour plus d'un tiers des employeurs interrogés, la principale limite d'un senior vient de sa faible adaptation au changement

3. Cette définition large des travailleurs en fin de carrière nous permet de considérer des travailleurs situés au-delà et d'autres en deça de l'âge seuil de la taxe. En effet, la littérature théorique traitant de l'effet d'une protection de l'emploi spécifique à l'âge sur l'emploi (Behaghel, 2007 ; Chéron et al., 2011) montre que ce dispositif affecte différemment l'emploi pour ces deux classes d'âge de travailleurs.

2008.

Tableau 1 – Barème de la Contribution Delalande en fonction de la taille de l’entreprise et de l’âge du travailleur licencié (en mois de salaire bruts)

		Age du travailleur									
		50	51	52	53	54	55	56-58	59		
		57									
Janvier 1993-Décembre 1998	Firmes de toutes tailles	1	1	2	2	4	5	6	6	6	
Depuis janvier 1999	Firmes de 50 salariés ou plus	2	3	5	6	8	10	12	10	8	
	Firmes de moins de 50 salariés	1	1	2	2	4	5	6	6	6	

Source : Behaghel, Crépon and Sédillot (2008), articles de loi.

Notre stratégie empirique consiste à exploiter le changement de barème de la Contribution Delalande à partir de janvier 1999, en profitant du fait que la hausse de la taxe n’a concerné qu’une partie des firmes en fonction de leur taille⁴. Par conséquent, nous pouvons adopter une approche par double différence, pour comparer l’évolution des taux de formation des travailleurs en fin de carrière dans les petites entreprises de moins de 50 salariés entre 1998 et 1999 à celle observée dans les entreprises de 50 salariés ou plus (concernées par la hausse de la taxe) sur la même période. Néanmoins, cette méthode ne peut fournir des résultats robustes que sous l’hypothèse que les deux groupes d’individus (ceux travaillant dans les grandes entreprises et ceux travaillant dans les petites entreprises) sont comparables. Or, comme nous le verrons plus loin, les incitations à former pour les entreprises diffèrent fortement selon leur taille, notamment du fait de l’existence de plans de formation dans les firmes de grande taille. Par conséquent, dans une deuxième étape, nous combinerons notre estimation par double différence avec une stratégie d’appariement sur le score de propension, afin de contrôler les différences de caractéristiques observées entre les deux groupes d’individus.

L’article est organisé comme suit : après avoir présenté les données utilisées et fourni quelques statistiques descriptives dans la section 2, nous présenterons la méthode économétrique adoptée dans une section 3 puis nous exposerons et discuterons les principaux résultats dans la section 4. La section 5 conclut.

4. Nous pourrions bien sûr soupçonner que les entreprises auraient anticipé ce changement avant qu’il ne rentre en vigueur. Dans ce cas, la variation observée des taux de formation entre 1998 et 1999 ne fournirait qu’une information partielle sur l’effet de la réforme sur les comportements des entreprises. Cependant, cette modification est entrée en vigueur via le décret n° 98-1201 du 28 décembre 1998, publié au JORF n°301 du 29 décembre 1998, soit 3 jours avant son application (1er Janvier 1999). Ainsi, nous pouvons supposer que les firmes n’ont pas été en mesure d’anticiper cette modification

2 Données et statistiques descriptives

2.1 Description des données

Pour mesurer l'effet de la Contribution Delalande sur les incitations qu'ont les firmes à former leurs salariés, nous utilisons deux bases de données complémentaires. La première est l'enquête "Formation Continue" menée en mars 2000 par l'INSEE auprès de 28667 individus. Cette base de données nous fournit une information détaillée sur les épisodes de formation qu'a connus l'interrogé sur trois périodes principales : i) de sa sortie d'études jusqu'à février 1998, ii) de Mars 1998 à Décembre 1998 et iii) de janvier 1999 à mars 2000. L'enquête indique également le mode de financement de ces formations. Nous ne considérons que les formations financées par l'employeur, étant donné que la Contribution Delalande cible ces derniers. Au regard des données, ces épisodes concernent environ 80% des formations déclarées par les travailleurs en fin de carrière en 1998 ou en 1999. De plus, si nous suivons le cadre théorique proposé par Chéron et Rouland (2009), nous cherchons à tester une complémentarité entre la protection de l'emploi et les incitations des firmes à former leurs travailleurs. Ainsi, nous examinons si le durcissement du barème de la contribution Delalande a pu se traduire par une augmentation du taux de formation des salariés dans le but de s'adapter à des changements survenus dans leur environnement de travail. De tels changements constituent en effet des chocs qui peuvent aboutir à des destructions d'emploi. Or, suite à la réforme, le licenciement d'un travailleur âgé de 50 ans et plus est devenu plus coûteux dans les firmes de 50 salariés et plus. Par conséquent, nous pouvons supposer qu'elles vont davantage former leurs travailleurs en fin de carrière pour améliorer leur capacité d'adaptation à ces changements et ainsi économiser les coûts de séparation devenus plus élevés. Nous ne considérons donc pour notre étude que les formations dont le but est de s'adapter au poste de travail (soit plus de 80% des formations financées par l'employeur et ciblées sur les travailleurs âgés)⁵.

Nous apparions ces données avec les deux vagues de l'enquête Emploi pour les années 1998 et 1999. Cette enquête concerne 135000 personnes et constitue un panel rotatif pour lequel un tiers de l'échantillon est renouvelé chaque année. Par conséquent, nous avons pour les deux vagues des informations détaillées sur deux tiers de l'échantillon de 1998. Ces informations concernent la situation socio-démographique de l'interrogé ainsi que les caractéristiques de son poste et de l'entreprise dans laquelle il est embauché, dans le cas où il est en emploi.

5. En guise de test de robustesse, nous avons refait les estimations en n'opérant pas de sélection sur le motif de la formation. Les résultats sont alors similaires à ceux obtenus lorsque l'adaptation à l'emploi est retenue comme seul objectif de la formation

2.2 Sélection de l'échantillon et statistiques descriptives

Nous définissons notre échantillon de la manière suivante. D'abord, nous excluons les agriculteurs ainsi que les individus occupant une profession libérale et ceux employés dans le secteur public. Pour atténuer l'effet de sélection, nous restreignons notre échantillon aux interrogés âgés entre 45 et 54 ans en mars 1998⁶. De plus, il est aujourd'hui bien reconnu que la distance par rapport à l'âge auquel l'individu peut liquider une pension à taux plein⁷ est un facteur important pour comprendre les taux de formation des travailleurs âgés (Montizaan et al., 2010 ; Khaskhoussi et Langot, 2008). En effet, la décision de formation reposant sur un arbitrage coût/bénéfice espéré, plus le départ à la retraite est lointain, plus la période d'amortissement du coût de formation sera longue, et donc plus le bénéfice net sera élevé, ce qui in fine rend l'entreprise plus disposée à former son salarié. De ce fait, il est important d'inclure la variable de distance à la retraite parmi les variables explicatives du taux de formation. Toutefois et à la différence des périodes de chômage, la distance à la retraite à taux plein telle que nous la calculons ne permet pas de prendre en compte les interruptions de carrière liées aux congés maternité et congés parental d'éducation. Or, ceux-ci sont incontestablement majoritairement pris par les femmes et peuvent constituer un biais important dans la mesure de la distance à la retraite pour elles du fait de leur longue durée. En particulier, ne pas les prendre en compte est fortement susceptible de sous-estimer la distance réelle et donc de biaiser les estimations. Il nous semble donc plus raisonnable de mener l'analyse de la réforme du barème de la contribution Delalande sur les pratiques de formation en considérant un échantillon uniquement constitué d'hommes. Toutefois, nous étudierons dans une section ?? l'effet du changement de barème de la Contribution Delalande sur les taux de formation des femmes en fin de carrière.

En supprimant les quelques valeurs manquantes ou aberrantes et en sélectionnant uniquement les individus en emploi en 1998 et 1999⁸, nous obtenons un panel cylindré avec 1000 observations pour chaque vague. Pour la suite de l'étude, nous considérerons que la période de mars 1998 à décembre 1998 constitue la période pré-réforme et celle qui s'étend entre mars 1999 et décembre 1999 représente la période post-réforme⁹.

6. En 2000 en France, environ 50% des 55-59 étaient déjà hors de l'emploi

7. En nous appuyant sur les travaux d'Hairault et al. (2010), qui soulignent l'importance de la distance par rapport à l'âge du taux plein dans l'étude des comportements des travailleurs âgés, nous approximons l'âge du taux plein en fonction de l'âge de sortie d'études et du nombre de trimestres requis pour atteindre le taux plein. Si une personne de moins de 60 ans a déjà cotisé suffisamment d'années pour prétendre à une pension à taux plein, alors on considère que l'âge du taux plein est égal à l'âge légal, soit 60 ans pour la période de notre étude.

8. Cette dernière sélection peut sembler un peu forte mais les données montrent que moins de 5% des individus employés en 1998 ne le sont plus en 1999.

9. Même si on observe la formation des travailleurs entre janvier 1999 et mars 2000 dans l'enquête, nous préférons nous restreindre aux épisodes de formation survenus entre mars et décembre

Quelques statistiques descriptives sur notre échantillon sont fournies dans le tableau 3 en annexe. Le plus important est d'examiner les différences entre les travailleurs employés dans les firmes de 50 salariés ou plus et ceux employés dans les firmes de moins de 50 salariés. Nous remarquons que la probabilité qu'une firme propose des plans de formation est bien plus élevée dans les grandes firmes que dans les petites¹⁰. De plus, l'ancienneté des travailleurs est plus importante dans les grandes firmes. Enfin, il semble que la composition sectorielle diffère fortement selon la taille de la firme. Tandis que le secteur de la construction ne représente que 6% des travailleurs dans les grandes entreprises, il comprend environ 20% des salariés des petites entreprises. A l'inverse, la proportion d'individus travaillant dans l'industrie est plus importante pour les grandes entreprises. Enfin, concernant la distribution des salaires, les travailleurs employés dans les grandes firmes sont en moyenne mieux payés que ceux des petites firmes.

Par conséquent, ces deux groupes d'individus ne sont pas comparables. Nous devons donc estimer l'effet causal du changement de barème de la Contribution Delalande sur le taux de formation des travailleurs en fin de carrière, en tenant compte des différences de distribution de certaines variables observables entre les deux groupes. Dans ce but, nous combinons une approche par double différence avec une méthode d'appariement sur le score de propension pour calculer l'estimateur de double différence conditionnelle (Heckman et al., 1998).

3 La méthode économétrique

3.1 L'approche par double différence

Le but de cette étude est de mesurer l'impact d'un renforcement de la protection de l'emploi des travailleurs âgés sur les incitations des firmes à former leurs salariés. Nous exploitons une discontinuité dans la réforme de la taxe Delalande : en 1999, la loi conduit à une augmentation de la taxe pour les firmes employant 50 salariés ou plus, tandis que le niveau de la taxe pour les plus petites entreprises restait inchangé. En nous appuyant sur la littérature standard¹¹, nous assimilons ce changement de barème à un traitement qui s'applique uniquement aux travailleurs dans les entreprises employant 50 salariés ou plus (que nous désignerons comme le groupe traité). Ce changement survient à partir de janvier 1999, ainsi nous pouvons définir clairement une période pré- et post-réforme et nous pouvons adopter une approche par double différence. L'idée consiste à estimer l'impact d'un traitement sur

1999 ceci afin d'homogénéiser nos périodes de pré- et post-traitement

10. Ce fait est cohérent avec les précédentes études menées par Bassanini et al. (2007) ou Montizaan et al. (2010).

11. cf notamment Imbens et Wooldridge (2009) pour une revue récente de la littérature sur ces méthodes d'évaluation.

le groupe traité, en comparant la différence entre l'évolution des taux de formation des travailleurs en fin de carrière dans le groupe traité entre 1998 et 1999 à celle observée pour le groupe contrôle (comprenant les individus employés dans les petites entreprises) sur la même période. De manière plus formelle, soit $P_{i,t}$ une variable muette égale à 1 si le travailleur i a bénéficié d'une formation financée par son employeur à la date t , avec $t \in \{1998; 1999\}$. Le groupe traité et contrôle sont identifiés par la variable muette T_i , avec $T_i = 1$ si le travailleur i est employé dans une grande firme¹². Nous incluons dans notre régression un ensemble de variables observables $X_{i,t}$ telles que le sexe, le statut marital, la situation professionnelle, le niveau d'éducation, la nationalité, l'ancienneté, la distance par rapport à l'âge de la retraite à taux plein et l'existence d'un plan de formation dans l'entreprise de l'interrogé. Il est important de rappeler que l'estimateur par double différence permet de supprimer l'hétérogénéité inobservable spécifique à chaque individu mais constante au cours du temps et aussi la tendance inobservable propre à chaque date mais commune à tous les individus. Cependant, il se base sur l'hypothèse identifiante d'invariance temporelle : la variable dépendante observée chez le groupe contrôle aurait évolué de la même manière que celle observée chez le groupe traité, si ce dernier n'avait pas été traité. Formellement, cette hypothèse s'écrit :

$$E(P_{i,99} = 0|T = 1, X_{1,99}) - E(P_{i,98} = 0|T = 1, X_{1,98}) \quad (1)$$

$$= E(P_{i,99} = 0|T = 0, X_{0,99}) - E(P_{i,98} = 0|T = 0, X_{0,98}) \quad (2)$$

Or, nous avons vu précédemment que les caractéristiques des travailleurs diffèrent fortement entre les deux groupes. Il n'est donc pas pertinent de supposer que l'évolution de leurs taux de formation auraient été identique en l'absence de traitement. Pour relâcher cette hypothèse, nous devons combiner cet estimateur avec une approche d'appariement sur le score de propension.

3.2 L'estimateur de double différence conditionnelle

Pour tenir compte des différences de caractéristiques entre les individus du groupe contrôle et ceux du groupe traité, nous calculons un estimateur de double différence conditionnelle (Heckman et al., 1998). Cet estimateur combine une approche par double différence avec une stratégie d'appariement, afin d'estimer de manière semi-paramétrique le contrefactuel, i.e. le taux de formation des individus du groupe traité, s'ils avaient travaillé dans les petites entreprises. L'appariement permet de rendre comparable la distribution des variables observables entre les deux groupes, et ainsi d'éliminer le biais de sélection dans le groupe traité due à certaines caractéristiques observables.

12. A moins qu'il n'ait été embauché à 50 ans ou plus. En effet, depuis 1992, les travailleurs embauchés dans les grandes firmes à 50 ans ou plus ne sont pas concernés par la taxe Delalande

Cet estimateur de double différence conditionnelle se détermine en plusieurs étapes. D’abord il s’agit d’estimer le score de propension $e(X) = P(T_i = 1|X_i)$, c’est à dire la probabilité conditionnelle, calculée à partir d’un modèle logit ou probit, qu’un individu i soit dans le groupe traité (donc dans une firme de 50 salariés ou plus) sachant un ensemble de caractéristiques X_i observées durant la période pré-réforme. Puis, dans une deuxième étape, nous estimons l’effet moyen du traitement sur le groupe traité en utilisant une approche par double différence et en appliquant un poids W_{ij} à chaque individu j du groupe contrôle, en fonction de sa proximité avec chaque individu traité i , selon leur score de propension. Soit α_{DiDM} l’estimateur de double différence conditionnelle que nous pouvons écrire de la manière suivante :

$$\alpha_{DiDM} = \Sigma_i [(E(P_{i,99} = 1|T_i = 1) - E(P_{i,98} = 1|T_i = 1)) - \Sigma_j W_{ij} (E(P_{j,99} = 1|T_i = 0) - E(P_{j,98} = 1|T_i = 0))] \quad (3)$$

Cette stratégie permet d’obtenir des résultats non biaisés sous l’hypothèse d’indépendance conditionnelle. Nous supposons donc que l’évolution du taux de formation d’un individu entre 1998 et 1999 est indépendante du fait qu’il appartienne au groupe traité, sachant son score de propension $e(X)$. Plus formellement, cette hypothèse peut s’écrire :

$$E(P_{i99} = 1|T_i = 0) - E(P_{i98} = 1|T_i = 0) \perp T_i | e(X_i) \quad (4)$$

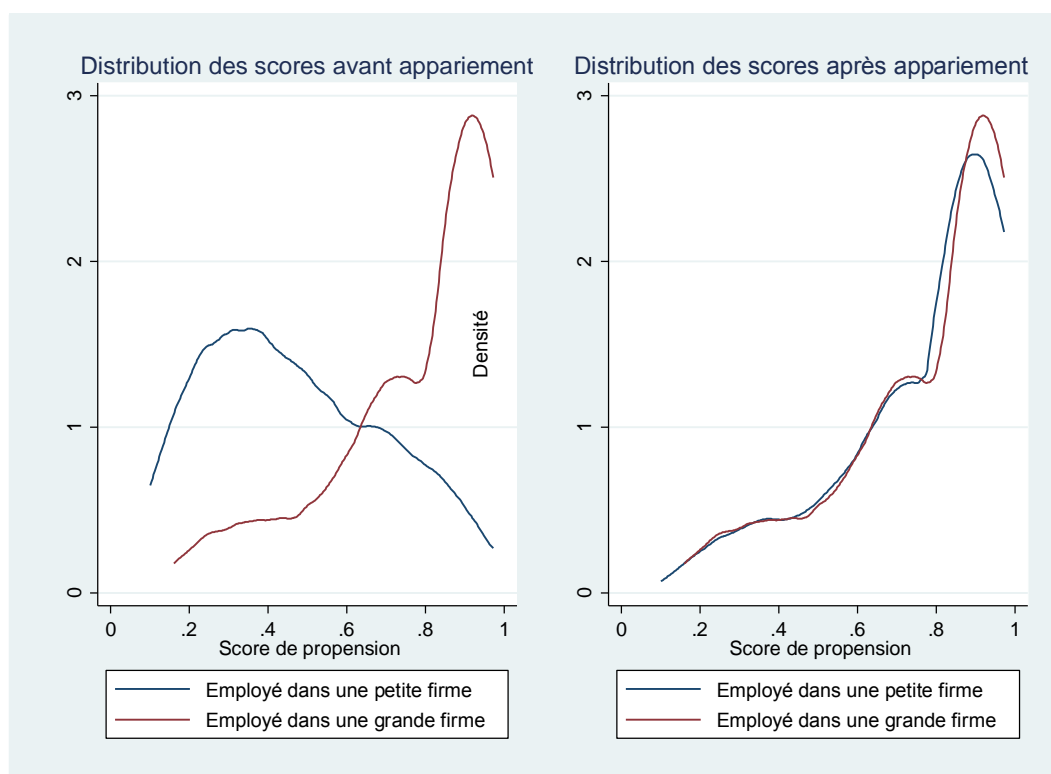
4 Résultats et discussion

Avant de présenter les résultats de l’estimateur de double différence conditionnelle et de les comparer à ceux obtenus avec une simple approche par double différence, nous devons vérifier la qualité de l’appariement, i.e., s’assurer que cette stratégie a bien permis de rendre comparable les individus employés dans les grandes firmes et ceux employés dans les petites firmes.

En premier lieu, nous devons vérifier la qualité de l’ajustement lors de l’estimation du score de propension. Les résultats de ces estimations sont reportées dans le tableau 4 en annexe. Nous pouvons être confiants en la signification de ce score estimé, car nos modèles probit permettent de prédire la véritable appartenance d’un individu soit au groupe traité soit au groupe contrôle dans environ 78% des cas. Il faut noter également que cette stratégie d’appariement n’est pertinente qu’au sein d’un support commun, i.e. un ensemble d’individus traités et non traités pour lesquels les distributions des scores de propension pour chaque groupe s’imbriquent suffisamment. En restreignant notre échantillon à ce support commun, nous éliminons seulement 2 observations pour les 45-49 ans et 28 pour les 50-54 ans, ce qui ne représente qu’une faible perte d’information. Enfin, nous devons vérifier si

les distributions des caractéristiques au sein des deux groupes d'individus sont plus comparables après appariement. La figure 1 représente les distributions des scores de propension entre les deux groupes, avant et après appariement pour les 45-49 ans¹³. Nous constatons que les distributions des scores de chaque groupe s'imbriquent bien mieux après appariement. Par conséquent, cette première étape a bien permis de rendre plus comparables les deux groupes en termes de distributions des caractéristiques observables.

Figure 1 – Distribution des scores de propension entre groupe traité et contrôle avant et après appariement



Nous reportons ensuite dans le tableau 2 nos estimations de l'effet moyen du changement de barème de la taxe Delalande survenu en 1999 sur le taux de formation des individus du groupe traité. Nous comparons les résultats obtenus à l'aide de notre approche par double différence conditionnelle à ceux obtenus par une simple double différence. Bien que la deuxième approche semble surestimer l'effet moyen de la réforme, les deux méthodes conduisent à des résultats qualitativement similaires. Nous remarquons d'abord que la hausse de la Contribution Delalande à partir de janvier 1999 a augmenté de manière significative le taux de formation des individus entre 45 et 49 ans employés dans les grandes entreprises. Avec la première approche,

13. La figure est très similaire pour les 50-54 ans

cet effet est d'environ 10 points de pourcentage. De plus, nous observons que l'effet moyen de la réforme sur l'accès à la formation des travailleurs entre 50 et 54 ans est faible et non significatif, avec une hausse de seulement 3 points de pourcentage si on se fie à la première approche.

Tableau 2 – Effet moyen de la réforme de 1999 sur le taux de formation des travailleurs dans les grandes entreprises

	45-49 ans		50-54 ans	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Effet moyen				
sur la formation	0,099** (0,048)	0,092** (0,064)	0,03 (0,043)	0,02 (0,040)
Nombre d'observations				
en 1998	540	542	430	458

Niveaux de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

Source : Enquête "Formation Continue 2000" et Enquête Emploi (vagues 1998 et 1999)

Lecture : Nous reportons dans les colonnes (1) et (3) l'estimateur de double différence conditionnelle et dans les colonnes (2) et (4) l'estimateur de simple double différence. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Ces résultats peuvent paraître surprenants au premier abord. En effet, les travailleurs âgés entre 50 et 54 ans se situent au dessus de l'âge seuil de la taxe et de ce fait, ce sont leurs emplois qui sont davantage protégés suite à la réforme de 1999. Néanmoins, ces travailleurs pâtissent d'un faible horizon de carrière, compte-tenu de l'âge précoce de cessation d'activité¹⁴. Or, nous pouvons supposer que la protection de l'emploi n'a d'effet sur les incitations à former des firmes que si elle augmente les rendements futurs anticipés de cet investissement. Comme l'horizon de carrière des travailleurs de 50-54 ans est trop faible, le retour sur l'investissement en capital humain de la firme est incertain, même si la protection de l'emploi est renforcée. Par conséquent, les employeurs sont réticents à former leurs travailleurs jugés trop proches de la sortie d'activité. Cet argument rejoint ainsi les précédents résultats de Montizaan et al. (2010) et de Khaskhoussi et Langot (2008) et plaide pour un allongement de la durée d'activité afin d'inciter davantage les entreprises à former leurs seniors.

Le résultat le plus innovant de notre papier concerne l'effet de la réforme de 1999 sur l'accès à la formation des 45-49 ans. En effet, leur emploi n'étant pas concerné par la hausse de la taxe Delalande, on peut se demander en quoi cette réforme a affecté les incitations des firmes à former ces travailleurs. Pour expliquer ce résultat, nous pouvons avancer l'argument théorique de Chéron et Rouland (2009) d'une complémentarité entre protection de l'emploi et formation. Dans notre cadre,

14. En 2000, l'âge effectif de cessation d'activité en France se situait autour de 58 ans

les employeurs dans les grandes entreprises concernées par la réforme anticipent en 1998 qu'il sera plus coûteux de licencier un travailleur de 50 ans et plus à partir de 1999 en cas de choc de productivité sur son poste. Ces employeurs sont donc fortement incités à protéger leurs travailleurs de 45-49 ans contre des chocs futurs en les formant davantage, car leur coût de licenciement après quelques années aura fortement augmenté.

5 Conclusion

Dans ce papier, nous avons examiné l'effet d'un renforcement de la protection de l'emploi spécifique à l'âge sur l'accès à la formation des travailleurs âgés entre 45 et 54 ans. Nous avons ainsi exploité une quasi expérience naturelle, à savoir une hausse de la Contribution Delalande à partir de 1999 qui n'a concerné que les firmes employant 50 salariés ou plus. Nous avons adopté une approche par double différence conditionnelle, afin de supprimer l'hétérogénéité inobservée constante soit entre individus soit au cours du temps et aussi de contrôler le biais de sélection sur observables.

Nos estimations révèlent un effet positif très significatif de l'ordre de près de 10 point de pourcentage de la réforme de 1999 sur le taux de formation des 45-49 ans employés dans les grandes firmes. Nous expliquons ce résultat via un effet de complémentarité entre protection de l'emploi et formation : en anticipant que le coût de licenciement futur augmente fortement avec la réforme, les grandes entreprises sont incitées à protéger leurs travailleurs proches de l'âge seuil de la taxe en investissant davantage dans leur capital humain. Dans ce contexte, la hausse de la taxe Delalande a fortement augmenté les rendements anticipés de la formation pour les employeurs. Cependant, pour les travailleurs de 50-54 ans trop proches de la sortie d'activité, cette réforme n'a eu que peu d'impact sur leur taux d'accès à la formation, du fait de leur horizon trop faible.

Cette étude ouvre donc une piste intéressante de recherche mais comporte à ce stade de nombreuses limites. D'une part, nous ne fournissons que peu de détails sur le type ou la durée des formations reçues par les travailleurs. En particulier, nous ne cherchons pas à bien différencier capital humain général et spécifique, alors que cette différence est la clé dans la littérature sur la formation (Becker, 1962). Néanmoins, il faut noter que notre échantillon concerne uniquement les travailleurs en fin de carrière. Or, comme nous le montrons dans les données pour ce type de travailleurs, la majorité des investissements réalisés par la firme concerne leur capital humain spécifique, avec pour seul but d'adapter les salariés à un changement survenu sur leur poste de travail.

D'autre part, la vraie limite de cette étude vient du fait que nous ne mettons en évidence qu'un effet de court terme. En effet, nos données s'arrêtent en mars

2000 soit à peine plus d'un an après le changement de barème. Pour pouvoir fournir des prédictions à long terme, il faudrait estimer les paramètres d'un modèle structurel, qui serait l'extension du modèle de Chéron et al. (2011), dans lequel nous introduirions un investissement endogène des firmes dans le capital humain de leurs travailleurs au cours de leur cycle de vie. Cette étude pourrait ainsi permettre de mieux comprendre les interactions entre la protection de l'emploi spécifique à l'âge, l'accès à la formation tout au long de la vie et l'employabilité en particulier des travailleurs âgés. Nous laissons cette question pour de futurs travaux de recherche.

Acemoglu D., [1997], «Training and innovation in an imperfect labour market », *The Review of Economic Studies*, 64(3) : 445-464.

Bassanini A., Booth A., Brunello G., De Paola M., and Leuven E. [2007], dans *Workplace training in Europe*, Wasmer E. (ed) Oxford University Press.

Becker G.S., [1962], «Investment in human capital : a theoretical analysis », *The journal of political economy*, 70(5) : 9-49.

Behaghel L., Crépon B., et Sédillot B. [2008], «The perverse effects of partial employment protection reform : The case of French older workers », *Journal of Public Economics*, 92(3-4) : 696-721.

Behaghel L. [2006], «Changement technologique et formation tout au long de la vie », *Revue économique*, 57(6) : 1351-1382

Behaghel L. [2007], «La protection de l'emploi des travailleurs Âgés en France : une étude de la contribution Delalande », *Annales d'économie et de statistique*, 85 : 41-80

Belot M., Boone J., et van Ours J. [2007], «Welfare-improving employment protection », *Economica* 74(295) : 381-396.

Blundell R., et Costa Dias M. [2000], «Evaluation methods for non-experimental data », *Fiscal Studies*, 21 (4) : 427-468.

Chéron A., Hairault J.-O., et Langot F. [2011], «Age-dependent employment protection », *Economic Journal*, 121(557) : 1477-1504.

Chéron A., et Rouland B. [2009], «Inefficient Job Destructors and Training with Holdup », *Labour : Review of labour economics and industrial relations*, 25(4) : 397-

Chéron A., Rouland B., et Wolff F.-C. [2008], «Returns to firm-provided training in France : Evidence on mobility and wages »TEPP Working Paper.

Hairault J.-O., Langot F., et Sopraseuth T. [2010], «Distance to retirement and older workers' employment : The case for delaying the retirement age », *Journal of the European Economic Association*, 8 (5) : 1034-1076.

Heckman J., Ichimura H., Smith et Todd P. [1998], «Characterizing selection bias using experimental data », *Econometrica*, 65 (2) : 261-294.

Imbens, G.M. et Wooldridge, J.M. [2008], «Recent developments in the econometrics of program evaluation », NBER working paper 14251

Khaskhoussi T., et Langot F. [2008], «La proximité de l'âge de la retraite. Quels effets sur l'accumulation du capital humain et sur la recherche d'emploi ? »*Revue Économique*, 59 (3) : 641-652.

Kugler A., et Pica G. [2008], «Effects of employment protection on job and workers flows : Evidence from the 1990 Italian reform », *Labour Economics*, 15 (1) : 78-95.

Lainé, F. [2002], «Métier, accès à la formation continue et mobilité professionnelle », *Retraite et société*, 37(3) : 143-161

Lechthaler W. [2009] «The interaction of firing costs and firm training », *Empirica*, 36 (3) :331-350.

Montizaan R., Cörvers F., et De Grip A. [2010] «The effects of pension rights and retirement age on training participation : Evidence from a natural experiment », *Labour Economics*, 17 (1) : 240-247.

Rosenbaum P., et Rubin D. [1983], «The central role of the propensity score in observational studies for causal effects », *Biometrika*, 70 :41-55.

Schnalzenberger M. et Winter-Ebmer R. [2009], «Layoff tax and employment of the elderly », *Labour Economics*, 16 (6) : 618-624.

Smith J., et Todd P. [2005], «Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators?», *Journal of Econometrics*, 125 (1-2) : 305-353.

Wasmer, E. [2006], «General versus specific skills in labor markets with search frictions and firing costs », *American Economic Review*, 96(3) : 811-831

Tableau 3 – Description de l'échantillon avant et après la réforme

	En 1998		En 1999	
	Grandes firmes	Petites firmes	Grandes firmes	Petites firmes
Taux de formation des 45-49 ans	0,222	0,116	0,309	0,107
Taux de formation des 50-54 ans	0,191	0,05	0,243	0,087
Age				
part des 45-49 ans	0,565	0,501	0,455	0,413
part des 50-54 ans	0,435	0,499	0,545	0,587
Statut marital				
En couple	0,894	0,878	0,906	0,864
Vivant seul	0,106	0,122	0,094	0,136
Nationalité				
Française	0,969	0,956	0,969	0,956
Autre	0,031	0,044	0,031	0,044
Niveau d'éducation				
Sans diplôme	0,368	0,377	0,368	0,377
CAP-BEP	0,405	0,446	0,405	0,446
Baccalauréat	0,092	0,078	0,092	0,078
Etudes supérieures	0,135	0,100	0,135	0,100
Distance à l'âge du taux plein				
6-8 ans	0,216	0,274	0,252	0,302
9-11 ans	0,279	0,288	0,296	0,302
12-15 ans	0,474	0,41	0,366	0,305
Plus de 15 ans	0,031	0,028	0,022	0,017
Ancienneté				
Moins de 5 ans	0,114	0,388	0,100	0,360
6-10 ans	0,111	0,172	0,114	0,191
11-20 ans	0,202	0,186	0,189	0,197
Plus de 20 ans	0,573	0,255	0,595	0,249
Existence d'un plan de formation				
Oui	0,736	0,271	0,736	0,271
Non	0,264	0,729	0,264	0,729
Professions				
Cadre	0,175	0,133	0,180	0,144
Profession Intermediaire	0,274	0,258	0,279	0,238
Employé	0,078	0,064	0,078	0,058
Ouvrier	0,473	0,546	0,463	0,560
Secteur				
Industrie	0,590	0,263	0,595	0,269
Construction	0,059	0,197	0,061	0,197
Services	0,351	0,540	0,344	0,535
Durée du travail				
Temps plein	0,978	0,967	0,978	0,970
Mi-temps	0,022	0,033	0,022	0,030
Salaire net mensuel	1786,9	1500,9	1807,9	1500,4
Nombre d'observations	639	361	639	361

Source : Enquête Emploi (1998 et 1999) et enquête Formation Continue (2000).

Tableau 4 – Estimation du score de propension pour les 45-49 et les 50-54 ans

Variable	45-49 ans		50-54 ans	
	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
En couple	-0,074	(0,214)	0,231	(0,219)
Nationalité étrangère	0,004	(0,358)	-0,137	(0,362)
Education (ref. : sans diplôme)				
CAP-BEP	-0,299*	(0,153)	-0,089	(0,160)
Baccalaureat	-0,207	(0,253)	-0,146	(0,292)
Etudes supérieures	-0,081	(0,305)	-0,536*	(0,324)
Distance à l'âge du taux plein (ref. : 12-15 ans)				
6-8 ans	-	-	-0,937*	(0,508)
9-11 ans	-	-	-0,726	(0,503)
Plus de 15 ans	0,064	(0,342)	-	-
Ancienneté (ref. : 5 ans ou moins)				
6-10 ans	0,161	(0,21)	0,740***	(0,232)
11-20 ans	0,419**	(0,192)	0,906***	(0,228)
Plus de 20 ans	0,564***	(0,172)	1,27***	(0,203)
Profession (ref. : ouvrier)				
Cadre	-0,148	(0,293)	-0,332	(0,304)
Profession Intermediaire	-0,155	(0,180)	-0,343*	(0,197)
Employé	0,509**	(0,255)	0,326	(0,311)
Existence d'un plan de formation	1,036***	(0,137)	1,022***	(0,16)
Secteur (ref. : construction)				
Industrie	1,079***	(0,222)	1,036***	(0,23)
Services	0,315	(0,222)	0,492**	(0,234)
Poste à mi-temps	0,230	(0,431)	0,385	0,416
Quartiles de salaire (ref. : premier quartile)				
Second quartile	0,031	(0,177)	0,199	0,207
Troisième quartile	0,204	(0,193)	0,239	0,219
Quatrième quartile	0,189	(0,256)	0,499*	0,29
Constante	-0,904**	(0,318)	-1,15*	(0,6)
Nombre d'observations	542		458	
Pseudo R^2	0,255		0,313	

Source : Enquête Emploi (1998) et Enquête Formation Continue

Niveaux de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%