

Contribution Delalande et transitions sur le marché du travail

Luc Behaghel, Bruno Crépon et Béatrice Sédillot*

Instaurée en 1987, la contribution Delalande est une taxe qui vise à dissuader les entreprises de licencier des travailleurs de plus de 50 ans. Un tel dispositif peut néanmoins avoir des effets pervers. Il peut inciter, en particulier, les entreprises à éviter l'embauche de travailleurs âgés, afin de ne pas risquer d'être redevables ultérieurement de cette taxe. Les différents effets sur les embauches et les licenciements sont évalués ici empiriquement, en tirant parti des nombreuses modifications que le dispositif a connues.

L'effet de restriction des embauches de travailleurs âgés est étudié à partir d'un changement, intervenu en 1992, qui exonère du dispositif les travailleurs recrutés après 50 ans. Conformément aux prédictions théoriques, on observe alors une amélioration des chances de retour à l'emploi des chômeurs de plus de 50 ans par rapport aux chômeurs de moins de 50 ans. Cette évolution ne semble pas due à d'autres changements concomitants, comme l'introduction de contrats aidés ciblés particulièrement sur les chômeurs de plus de 50 ans.

L'effet sur les licenciements est, en revanche, plus faible, ou du moins difficile à mettre en évidence : les décisions de licenciement des entreprises seraient peu sensibles aux fortes variations du barème de la contribution Delalande.

* Luc Behaghel appartient à l'Université de Marne-la-Vallée, au Centre d'études de l'emploi et au Crest-Insee (laboratoire de microéconométrie). Bruno Crépon appartient au département de la recherche du Crest-Insee. Au moment de la rédaction de cet article, Béatrice Sédillot était chef de la division Redistribution et politiques sociales de l'Insee. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Depuis le milieu des années 1970, les départs anticipés des salariés de plus de 55 ans ont été encouragés par de nombreux dispositifs institutionnels : régime d'allocation spéciale du Fonds National de l'Emploi (FNE), contrats de solidarité préretraite démission, dispense de recherche d'emploi notamment. Si, à partir du milieu des années 1980, les conditions d'accès aux préretraites financées par l'État ont été durcies (suppression des contrats de solidarité en 1983, remontée de l'âge minimal d'entrée en préretraite, augmentation de la participation financière des entreprises aux préretraites AS-FNE), de nouveaux dispositifs conventionnels comme l'allocation de remplacement pour l'emploi (ARPE) ont partiellement pris le relais.

Parallèlement aux mesures favorisant les retraits d'activité, plusieurs dispositifs ont cherché à favoriser le retour ou le maintien dans l'emploi des quinquagénaires. Des contrats aidés tels que le contrat de retour à l'emploi (de 1989 à 1995) ou le contrat initiative emploi (à partir de 1995) visent ainsi à améliorer les perspectives de retour à l'emploi dans le secteur marchand en allégeant sensiblement le coût du travail. Ces contrats sont particulièrement ciblés sur des publics dits « prioritaires » qui incluent les chômeurs de plus de 50 ans. D'autres dispositifs visent à protéger l'emploi des salariés en fin de carrière. En juillet 1987 est ainsi créée la « contribution Delalande » qui vise à réduire les transitions vers le chômage des salariés de plus de 55 ans en accroissant leur coût de licenciement. Cette mesure a connu plusieurs modifications depuis 1987 : élargissement des conditions d'âge ; suppression du champ de la mesure de certaines catégories de salariés ; augmentation des pénalités encourues par les entreprises.

Au sein du système français de protection de l'emploi, la contribution Delalande occupe une place spécifique. Il s'agit, en effet, du seul dispositif instaurant une taxe sur les licenciements dont le produit (1) sert au financement de l'assurance chômage (Blanchard et Tirole, 2003). L'effet de la contribution Delalande sur l'emploi des salariés âgés est toutefois largement débattu. Pour ses partisans, ce dispositif permet de responsabiliser les entreprises en « internalisant » le coût social des licenciements et réduit, de ce fait, les sorties de l'emploi des salariés âgés. Pour ses détracteurs, un renchérissement du coût de licenciement des salariés âgés peut avoir des effets pervers : anticipant un surcoût en cas de licenciement, les entreprises seraient moins incitées à embaucher les salariés

susceptibles d'entrer rapidement dans la tranche d'âge concernée par la mesure. On trouve ainsi en tête du rapport de la Chambre de Commerce et d'Industrie de Paris consacré à la contribution Delalande une prise de position particulièrement négative : « (...) *il n'est pas établi qu'elle [la contribution Delalande] ait permis d'enrayer l'augmentation du chômage des plus de 50 ans. Au contraire, en privilégiant une logique de sanction, elle a constitué un véritable frein à l'emploi et a participé à la mise à l'écart de cette population : craignant une forte pénalisation, les entreprises se sont abstenues en majorité de recruter des chômeurs – notamment ceux âgés de 45 à 50 ans* ».

Ce débat renvoie à l'ambiguïté théorique des effets des coûts de licenciement sur l'emploi. Conformément à l'objectif poursuivi, la protection de l'emploi a pour effet de réduire les licenciements (en augmentant leur coût). Mais elle a aussi pour effet de réduire les embauches, puisque les entreprises prennent en compte la hausse moyenne du coût du travail liée aux coûts de licenciement. L'effet net sur l'emploi reste théoriquement indéterminé.

Plusieurs approches empiriques se sont développées pour lever cette ambiguïté théorique. La première, à l'instar de Mortensen et Pissarides (1999), consiste à étalonner et à simuler les deux effets (sur les licenciements et sur les embauches) dans un modèle avec création et destruction endogènes d'emplois, de façon à caractériser les effets de la protection de l'emploi dans un contexte précis. Cette approche fait ressortir combien l'effet net sur l'emploi est sensible (i) au dispositif de protection de l'emploi considéré (2) ; (ii) à la population sur laquelle la protection s'exerce (3) ; (iii) à l'interaction avec d'autres dispositifs institutionnels (par exemple, le Smic). Ces trois points montrent bien comment une étude spécifique de la contribution Delalande est utile, dans la mesure où le dispositif, original, cible un public particulier, les plus de 50 ans, déjà concerné par de nombreuses autres mesures. La deuxième

1. 270 millions d'euros par an, en moyenne, entre 1993 et 1999.
2. En particulier, lorsque la protection de l'emploi permet de réduire le coût du travail en finançant l'assurance chômage, selon le modèle américain d'expérience rating (modulation des cotisations chômage patronales en fonction des licenciements effectués), l'effet négatif sur les embauches se trouve fortement atténué (Cahuc et Malherbet, 2004). Ce point est intéressant dans la mesure où le produit de la contribution Delalande est affecté au financement de l'Unedic, ce qui rapproche cette taxe du système de l'expérience rating.
3. La protection de l'emploi bénéficie ainsi davantage aux plus qualifiés, et de façon générale aux insiders déjà bien insérés dans le marché du travail (cf. Mortensen et Pissarides, 1999).

approche empirique s'appuie sur des comparaisons internationales (Nickell, 1997 ; OCDE, 1999). Elle confirme l'absence de lien tranché entre niveau de protection de l'emploi et chômage. En revanche, elle met en évidence un impact négatif de la protection de l'emploi sur la mobilité de la main-d'œuvre et fait apparaître un effet négatif sur la participation au marché du travail. La troisième approche empirique tire parti de changements législatifs dans la protection de l'emploi, comme aux États-Unis (Anderson et Meyer, 2000), pour évaluer leur impact. L'analyse de la contribution Delalande menée ici s'inscrit dans cette troisième approche. La démarche vise à mesurer l'ampleur des effets sur les licenciements et sur les embauches, afin d'estimer lequel peut l'emporter dans l'effet net sur l'emploi, en s'appuyant sur les sources de variation offertes par le dispositif.

Isoler l'effet spécifique d'un dispositif comme la contribution Delalande présente néanmoins de nombreuses difficultés. Cela suppose, en effet, de pouvoir éliminer les effets des cycles conjoncturels et de dispositifs concomitants de la politique de l'emploi. L'objectif suivi ici n'est donc pas d'évaluer globalement l'effet de la contribution Delalande sur l'emploi, mais d'analyser séparément les différents effets du dispositif en tirant parti d'évolutions ponctuelles du cadre législatif. La réforme de 1992 est particulièrement propice à l'analyse : elle exclut du champ de la mesure une partie de la population précédemment concernée (les salariés embauchés après 50 ans). En comparant les taux de retour à l'emploi, avant et après 1992, des chômeurs de moins de 50 ans et de plus de 50 ans, on peut identifier de façon simple l'effet de la contribution Delalande sur les embauches. Les résultats mettent en évidence une amélioration du taux de retour à l'emploi des chômeurs de plus de 50 ans par rapport à ceux de moins de 50 ans, qui peut s'expliquer par la mesure d'exonération dont les premiers bénéficient à partir de 1992. On s'efforce de contrôler l'effet concomitant d'autres facteurs, en particulier l'introduction des contrats de retour à l'emploi ciblés, notamment à partir de 1990, sur les chômeurs de plus de 50 ans. L'effet de restriction des embauches subsiste lorsqu'on prend en compte ces contrats aidés.

Faute peut-être d'un changement aussi propice à l'analyse que la réforme de 1992, l'existence d'effets sur les licenciements est plus délicate à mettre en évidence. Certains résultats font apparaître une réduction limitée des licenciements de travailleurs protégés. Mais ces résultats sont peu

robustes à des changements mineurs dans la méthode d'inférence utilisée. Plusieurs études ont déjà examiné l'effet de la contribution Delalande sur les décisions d'embauches et de licenciement (Bommier, Magnac et Roger, 2003 ; Behaghel, 2003) : les résultats obtenus ici ne remettent pas sensiblement en cause les diagnostics déjà disponibles, à la différence notable près qu'ils mettent beaucoup plus nettement en évidence la prise en compte par les entreprises des coûts de licenciement dans leurs décisions d'embauche.

Un dispositif plusieurs fois remodelé

Créée en 1987, la contribution Delalande vise à freiner les licenciements des salariés âgés en obligeant l'entreprise à verser à l'assurance chômage (Unedic) une cotisation égale à trois mois de salaire brut pour tout licenciement économique d'un salarié en CDI du secteur marchand de 55 ans ou plus (4). À partir de 1989, le versement de la contribution Delalande est étendu à toutes les ruptures du contrat de travail ouvrant droit au bénéfice de l'allocation de base du régime d'assurance chômage.

En 1992, le dispositif est élargi. Les conditions d'âge sont abaissées, la contribution s'appliquant désormais au licenciement de salariés de 50 ans et plus. Le dispositif de 1992 introduit une spécificité importante : le public concerné est réduit aux salariés embauchés avant 50 ans (5). Enfin, le montant de la contribution est modulé en fonction de l'âge auquel se produit le licenciement. Pendant une courte période de six mois, la contribution est également modulée en fonction de la taille de l'entreprise (plus ou moins de 20 salariés).

La modulation en fonction de la taille est rapidement supprimée (décret 93-85 du 20 janvier 1993) et ne sera réintroduite qu'à partir du 1^{er} janvier 1999. À cette date, en effet, le montant de la contribution s'accroît significativement pour les entreprises de plus de 50 salariés (cf. tableau 1).

En juillet 1999, le champ de la contribution Delalande est étendu aux conventions de

4. Il est important de noter qu'à la différence des indemnités légales de licenciement, versées aux salariés, la contribution Delalande est versée à l'Unedic. Il ne s'agit donc pas d'un simple transfert entre employeur et employé (qui pourrait être compensé par ailleurs), mais bien d'une taxe sur les licenciements.

5. Plus précisément, sont exonérés de la taxe les travailleurs qui avaient plus de 50 ans et étaient au chômage depuis plus de trois mois au moment de leur embauche.

conversion (6). Enfin, la loi d'août 2003 portant réforme des retraites étend l'exonération de contribution Delalande à tout salarié embauché après 45 ans.

Des effets théoriques contradictoires

Il est utile de comparer les coûts institués par la contribution Delalande aux coûts de licenciement légaux usuels (7). Ces derniers étant fonction de l'ancienneté dans l'entreprise, on a calculé des coûts moyens en tenant compte des distributions des anciennetés des salariés en France, mesurées à partir de l'enquête *Emploi*. Pour un salarié représentatif, en CDI et ayant plus de 50 ans (avant 1992) ou plus de 55 ans (après 1992), les coûts légaux usuels et le coût de la contribution Delalande s'additionnent (8) (cf. graphique I). Dès le dispositif de 1992, les coûts Delalande dépassent largement, pour certains âges, le montant des coûts de licenciement légaux. C'est encore plus net à partir de 1999 (9).

En accroissant le coût de licenciement des quinquagénaires, la contribution Delalande incite les entreprises à éviter le recours aux licenciements pour ces travailleurs. C'est l'effet visé, qu'on qualifie souvent d'*effet de rétention*. Mais à ce premier effet favorable s'ajoutent deux effets défavorables à l'emploi, liés à l'anticipation par les entreprises du surcoût lié à la taxe. En premier lieu, l'entreprise qui emploie un travailleur approchant de l'âge où il sera protégé par la taxe peut vouloir précipiter son licenciement, afin d'éviter le paiement ultérieur de la contribution. On parle d'*effet de seuil* d'entrée dans le dispositif. Avant 1992, on s'attend ainsi à un pic de licenciements avant 55 ans (permettant aux entreprises d'éviter de payer trois mois de salaires bruts si le licenciement intervient après

55 ans). Après 1992, le barème de la contribution est plus progressif, précisément pour éviter de tels effets de seuil. On s'attend néanmoins à ce que les licenciements soient plus fréquents, toutes choses égales par ailleurs, aux âges qui précèdent une hausse de la taxe, et moins fréquents aux âges qui précèdent une baisse. À partir d'un modèle théorique simple on montre que l'ampleur de l'effet de rétention dépend du *niveau* de la taxe à un âge donné, tandis que l'ampleur de l'effet de seuil dépend du *profil* de la taxe à cet âge (cf. encadré).

En second lieu, l'entreprise placée face à une décision d'embauche anticipe que si un événement défavorable ultérieur la conduit à licencier son salarié et si ce salarié a alors l'âge protégé, elle devra payer la contribution Delalande. Ce surcoût anticipé la conduit donc, toutes choses égales par ailleurs, à privilégier l'embauche de travailleurs plus jeunes, qui ne seront pas concernés dans l'immédiat par la taxe, au détriment des travailleurs plus âgés, protégés ou en passe de l'être. On peut donc parler d'*effet de restriction des embauches* de travailleurs âgés.

En résumé, les effets de la contribution Delalande sur l'emploi des travailleurs âgés sont contradictoires. L'effet sur les licenciements est double : un effet de rétention, favorable, et un

6. En revanche, ne sont pas concernés par la contribution les passages en préretraite AS-FNE.

7. Jusqu'en mai 2002, l'indemnité légale était de 1/10^e de mois de salaire par année d'ancienneté, auquel se rajoute 1/15^e de mois au-delà de 10 ans d'ancienneté.

8. Certains coûts ne sont pas pris en compte dans ce calcul, en particulier ceux qui sont négociés au niveau des branches. Cela explique que les coûts totaux obtenus sont sensiblement inférieurs à ceux effectivement pratiqués par les entreprises et mis en évidence, pour l'année 1992, par Abowd et Kramarz (2003) : cinq à sept mois de salaire moyen.

9. Après 1999, le coût de la contribution Delalande dépend de la taille de l'entreprise. On a donc fait figurer un coût moyen tenant compte de la distribution des tailles d'entreprises.

Tableau 1
Montant de la contribution Delalande (en mois de salaire brut)

		Âge								
		50	51	52	53	54	55	56-57	58	59
Juillet 1987 - Juin 1992	Toutes tailles						3	3	3	3
Juillet 1992 - Décembre 1992	Plus de 20 salariés	1	1	2	2	4	5	6	6	6
	Moins de 20 salariés	0,5	0,5	1	1	2	2,5	3	3	3
Janvier 1993 - Décembre 1998	Toutes tailles	1	1	2	2	4	5	6	6	6
Depuis janvier 1999	Plus de 50 salariés	2	3	5	6	8	10	12	10	8
	Moins de 50 salariés	1	1	2	2	4	5	6	6	6

effet de seuil d'entrée, défavorable aux âges où le barème de la taxe se durcit. L'effet de restriction des embauches est, lui, défavorable aux travailleurs âgés éligibles ou en voie d'être éligibles à la taxe. L'effet théorique net sur l'emploi est ambigu, comme c'est le cas généralement pour la protection de l'emploi.

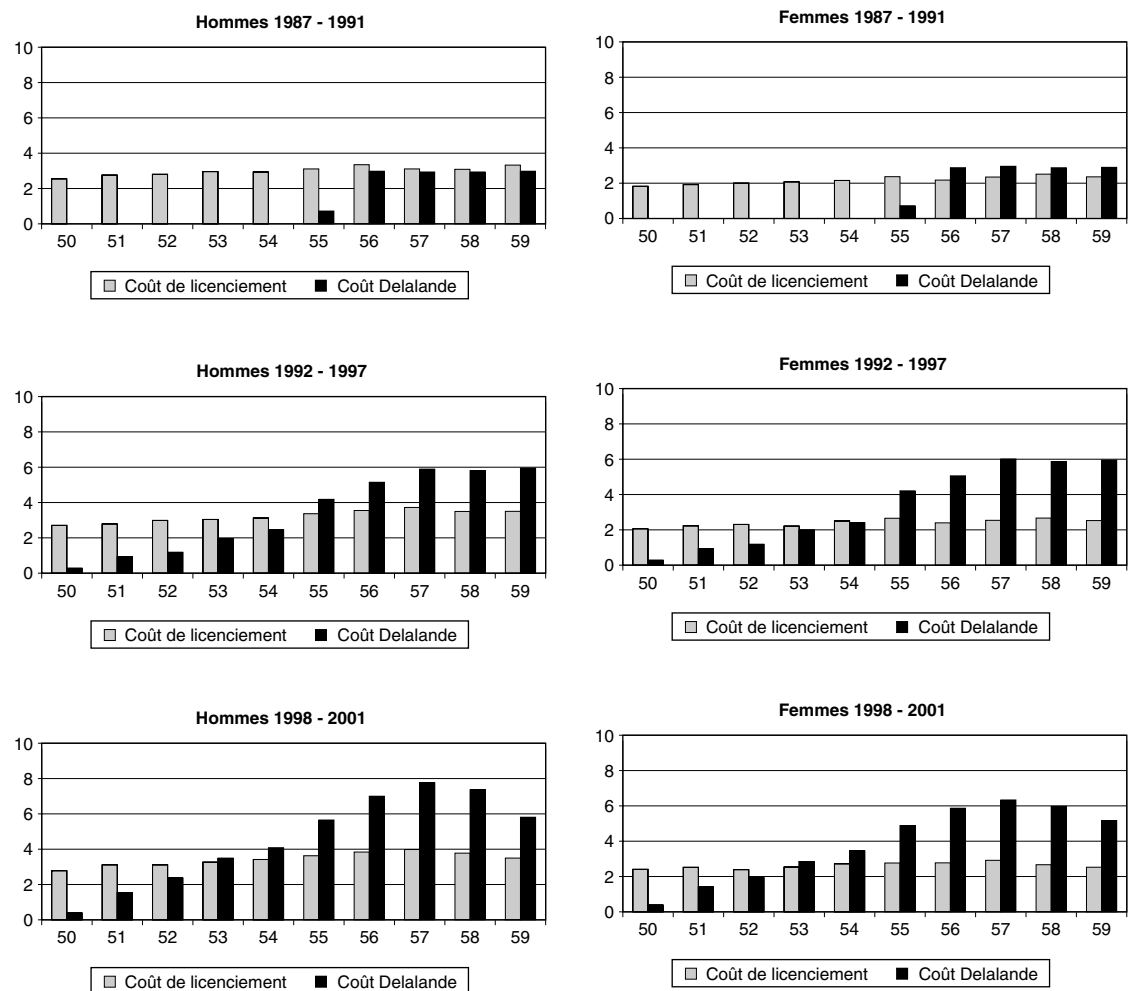
L'analyse empirique qui suit permet partiellement d'éclairer cet effet net, en mettant en évidence séparément l'effet sur les embauches et les effets sur les licenciements. Dans la mesure où c'est l'effet qui se prête le mieux à l'analyse (et bien que ce ne soit pas l'effet visé par le dispositif), on commence par l'effet de restriction des embauches.

L'effet de restriction des embauches

L'analyse de l'effet de restriction des embauches repose uniquement sur l'étude ponctuelle d'un changement intervenu en 1992. La réforme de 1992 introduit, en effet, une discontinuité propice à l'analyse (10) : à partir de cette date, les chômeurs de plus de 50 ans qui retrouvent un emploi (après au moins trois mois de chômage) ne sont pas concernés par la contribu-

10. Le principe d'analyse relève d'une pratique bien connue en matière d'évaluation sous le nom de « regression discontinuity » (Hahn, Van der Klaauw et Todd, 2001 ; Batisttin et Ettore, 2003).

Graphique I
Importance relative des coûts de licenciement et des coûts Delalande (en mois de salaire)



Lecture : les « coûts de licenciement » représentent l'indemnité légale moyenne en mois de salaire brut, hors contribution Delalande, en fonction de la distribution des anciennetés constatée dans l'enquête Emploi aux différents âges. Le « coût Delalande » correspond à la contribution Delalande en mois de salaire brut, en fonction de la distribution des tailles d'entreprises constatée dans l'enquête Emploi aux différents âges.

Sources : enquêtes Emploi, Insee, calculs des auteurs.

Encadré

MODÈLE THÉORIQUE ET MODÈLES STATISTIQUES

Un modèle théorique simplifié

Pour discuter les effets potentiels de la contribution Delalande, on présente ici un modèle simple qui permet de séparer les effets sur les licenciements des effets de restriction des embauches. On revient ensuite sur ses limites et les extensions possibles.

On se situe dans un cadre où le profil du produit d'un salarié d'âge a et d'ancienneté t , net du coût du travail, est connu, décroissant et exogène ; on le note $\pi(t, a)$. Il existe un coût fixe d'embauche E . Les seules décisions de l'entreprise concernent l'embauche et le licenciement du salarié, sachant que, lors de la séparation, l'entreprise verse une amende d'un montant $C(a)$, la contribution Delalande. On n'introduit pas d'incertitude : à caractéristiques données, tous les salariés sont licenciés au même âge, qui est connu *ex ante* (1). L'embauche d'un salarié d'âge a_0 qui sera licencié à l'âge a rapporte ainsi à l'entreprise le profit espéré suivant :

$$V(a_0, a) = \int_0^a \pi(t, a_0 + t) e^{-(r+\lambda)t} dt - C(a) e^{-(r+\lambda)(a-a_0)} - E$$

où r correspond au taux d'actualisation et λ à la probabilité instantanée de démission du salarié. On suppose que l'âge de départ à la retraite est connu ; on le note A . Le choix d'un âge de licenciement est alors obtenu par la maximisation du critère $V(a_0, a) + \mu(A - a)$ où μ est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte $a \leq A$.

L'âge de licenciement optimal satisfait la condition du premier ordre :

$$\pi(a^* - a_0, a^*) = -(r + \lambda)C(a^*) + C'(a^*) + \mu e^{(r+\lambda)(a^*-a_0)} \quad (1)$$

soit

$$\pi(a^* - a_0, a^*) = -(r + \lambda)C(a^*) + C'(a^*) \quad (1a)$$

pour $a^* < A$, ou

$$a^* = A \quad (1b)$$

lorsque $\pi(A - a_0, A) \geq -(r + \lambda)C(A) + C'(A)$

La décision d'embauche est fondée sur le critère évalué à l'âge optimal de séparation. Il y a embauche si :

$$V(a_0, a^*) = \int_0^{a^*-a_0} \pi(t, a_0 + t) e^{-(r+\lambda)t} dt - C(a^*) e^{-(r+\lambda)(a^*-a_0)} - E \geq 0 \quad (2)$$

c'est-à-dire si la valeur actualisée nette des profits est supérieure au coût d'embauche et au montant actualisé de la contribution Delalande.

L'équation (1a) met en évidence que ce n'est pas seulement le niveau $C(a)$ de la prime mais aussi son profil $C'(a)$ (qu'on notera en temps discret par la suite $\Delta C(a)$) qui comptent pour dissuader les licenciements. Ces deux quantités jouent, en outre, en sens opposés : une prime importante tend à retarder les licenciements alors qu'une prime fortement croissante les accélère.

Le deuxième enseignement de ce modèle est que l'instauration de la contribution Delalande est susceptible de dissuader l'embauche des salariés les plus âgés. Dans le cas de la contribution Delalande, cet effet de restriction des embauches joue d'autant plus que l'on se rapproche de la zone d'âge où cette contribution entre en vigueur. Pour les âges plus jeunes, il est vraisemblable que l'échéance lointaine et le fort taux de rotation rendent l'effet de la contribution peu important.

Ce modèle est néanmoins très fruste et n'apporte que peu d'éclaircissement sur les effets agrégés en termes d'emploi et de chômage, en particulier parce qu'il n'explique pas la décision d'ouverture de poste d'une entreprise ni ne prend en compte les possibilités de substitution entre travailleurs d'âges différents. Pour répondre à la première difficulté, il est possible de développer un modèle d'équilibre inspiré de Mortensen et Pissarides (1999).

→

1. En conséquence, le modèle ne permet pas de dériver un profil continu de licenciement avec l'âge : pour des salariés identiques, le taux de licenciement vaut 0, puis 1.

Encadré (suite)

Behaghel (2003) développe un tel modèle, l'étalonne sur le segment français des travailleurs de plus de 40 ans en France, et simule les effets de la contribution Delalande. Ce modèle plus complet, s'il n'est pas estimable directement, fait ressortir deux limites de la spécification simplifiée ci-dessus où le barème n'entre que par $\Delta C(a)$ et $C(a)$ pour expliquer le taux de licenciement à l'âge a . En présence de chocs de productivité, l'évaluation de la valeur d'un emploi qui préside à la décision de licenciement fait intervenir le risque d'avoir à licencier à tous les âges futurs. C'est donc toute la chronique future des ΔC et C , et non seulement les valeurs à l'âge a , qui interviennent de façon complexe. Par ailleurs, à partir du moment où il y a hétérogénéité des emplois (en raison des caractéristiques de la main-d'œuvre non observées par le statisticien, ou en raison des aléas sur la productivité), les taux de licenciement aux âges inférieurs influent sur la qualité des emplois aux âges ultérieurs (effet de sélection). Les changements dans la chronique antérieure des ΔC et C ont donc aussi un impact sur le licenciement à l'âge a . En résumé, un modèle d'équilibre général plus complet fait bien intervenir les mêmes facteurs explicatifs – niveau et profil de la taxe – mais de façon plus complexe puisque intervient, à chaque âge, l'ensemble du barème de la contribution.

Les modèles statistiques

Effet de restriction des embauches

Formellement, l'analyse en double différence de l'effet de restrictions des embauches, décrite dans le texte, conduit à estimer le modèle suivant :

$$E(r_{it} | x_{it}, 1(t \geq 1992), 1(a_{it} < 50)) = x_{it}b + \alpha_{posit} 1(t \geq 1992) + \alpha_{agé} 1(a_{it} < 50) + \Delta^c(\varepsilon) 1(t \geq 1992) 1(a_{it} < 50)$$

où r est une indicatrice du recrutement d'un chômeur i d'âge a dans un CDI du privé à la date t . Les x sont un ensemble de variables de contrôle. $\Delta^c(\varepsilon)$ est le paramètre d'intérêt, représentant l'effet relatif de la contribution Delalande sur les chances de retour à l'emploi des chômeurs de moins de 50 ans par rapport aux chômeurs de plus de 50 ans. Ce paramètre dépend de ε , la largeur de la fourchette d'âges considérée autour de 50 ans.

Effets sur les licenciements

Les modèles estimés ont pour spécification générique :

$$E(y_{it} | a_{it}, x_{it}) = x_{it}b + \sum_{t_0=1983}^{2001} \lambda_{t_0} 1(t = t_0) + \sum_{a=40}^{58} \alpha_a 1(a_{it} = a) + \gamma c_t(a_{it}) + \delta \Delta c_t(a_{it})$$

en notant y_{it} la variable indicatrice repérant les licenciements, a_{it} l'âge de l'individu i observé à la date t , $c_t(a_{it})$ le niveau de la contribution Delalande et $\Delta c_t(a_{it})$ sa progression avec l'âge, et x_{it} les variables de contrôle. La régression est effectuée en incluant les salariés à partir de 40 ans. Il y a ainsi, sur toute la période, une proportion importante de l'échantillon pour laquelle le coût de la contribution Delalande est nul. C'est sur cette fraction de l'échantillon qu'est estimé le profil temporel du taux de licenciement. Ce profil, reflétant l'incidence de la conjoncture sur les licenciements, est supposé dans cette spécification s'appliquer indifféremment à toutes les catégories de personnel. On ignore ainsi la cyclicité de la demande relative de travail par âge. Pour sa part, le profil par âge est identifié grâce à l'introduction dans la régression de la période 1983-1986 pour laquelle les variables de coût de la contribution Delalande sont nulles. L'effet du dispositif est alors mesuré par les coefficients γ et δ . Le modèle théorique développé ci-dessus montre qu'en théorie le premier de ces deux coefficients doit être négatif (et correspond à l'effet désiré du dispositif, ou effet de rétention) alors que le second doit être positif (et correspond à l'effet de la progressivité de la mesure). L'identification de ces deux paramètres repose sur les changements de barème successifs.

Les variantes (1), (2), (3) et (6) présentées dans les estimations du tableau 6 diffèrent uniquement par les variables de contrôle incluses. Le modèle (4) omet la variable d'évolution du barème, $\Delta c_t(a_{it})$. Le modèle (5) autorise enfin une évolution du profil par âge de licenciement avant et après 1999 sous l'effet d'autres facteurs que la contribution Delalande. Une telle évolution peut être identifiée grâce aux entreprises de 20 à 49 salariés, qui ne sont pas concernées par l'évolution du barème de la contribution Delalande en 1999. Économétriquement, cela se traduit par la spécification suivante, où k indexe la taille des entreprises :

$$E(y_{itk} | a_{it}, k) = x_{it}b + \gamma c_t(a_{it}, k) + \delta \Delta c_t(a_{it}, k) + \sum_{t_0=1992}^{2001} \lambda_{t_0} 1(t = t_0) + \sum_{a=40}^{58} \left[\begin{array}{l} (\alpha_a 1(a_{it} = a) 1(t \leq 1998)) \\ + (\beta_a 1(a_{it} = a) 1(t > 1998)) \end{array} \right]$$

Les données

L'estimation des différents modèles statistiques repose sur l'analyse des transitions du chômage vers les CDI du privé (effet de restriction des embauches) et sur l'analyse des licenciements. Ces transitions sont mesurées à partir



Encadré (suite)

des enquêtes *Emploi* prises en panel sur la période 1983-2001. L'analyse des transitions est menée ici au niveau individuel, contrairement aux travaux de Bommier, Magnac et Roger (2003) qui analysent les transitions par cellules formées selon le sexe, l'âge et la période.

Les enquêtes *Emploi* permettent de suivre les situations d'activité d'un individu sur trois années successives (2) et d'identifier les motifs de cessation d'activité. On attache un soin particulier à l'identification de ces situations de façon à déterminer si elles sont concernées par le dispositif Delalande. Ce dispositif s'applique, en effet, aux salariés employés dans le secteur marchand en CDI. La réforme des enquêtes *Emploi* en 1990 a nécessité de redéfinir la notion d'emploi relevant de la contribution Delalande. Pour les années antérieures à 1990, on retient comme emploi relevant de la contribution Delalande les emplois salariés pour lesquels la variable statut prend les modalités comprises entre 26 et 29. Cette modalité comprend donc tous les salariés du privé hors intérimaire (21), apprenti sous contrat (22), stagiaire (23), saisonnier (24), autre salarié sous contrat à durée déterminé (25). À partir de 1990, les emplois retenus incluent les emplois en CDI du privé (statut = 24) et les contrats aidés dans le secteur marchand du type CRE ou CIE (statut = 30 et pub = 5 et stage = 22).

Effets de l'hétérogénéité inobservée

Les données de l'enquête *Emploi* utilisées permettent d'étudier les effets de la contribution Delalande en contrôlant de nombreuses caractéristiques observables des individus. Il n'en reste pas moins que des caractéristiques inobservées affectant la productivité individuelle ou l'intensité de recherche d'emploi peuvent affecter les embauches et les licenciements. Les estimations proposées ne modélisent pas cette hétérogénéité inobservée. On examine ici qualitativement dans quelle mesure elle est susceptible d'influer sur les résultats présentés.

Effet de restriction des embauches

L'analyse en doubles différences permet d'identifier l'effet de la contribution Delalande sous réserve que la structure d'hétérogénéité soit stable ou évolue de manière similaire dans les deux groupes d'âge considérés (plus ou moins de 50 ans). La difficulté vient de ce que cette structure d'hétérogénéité inobservée est endogène, et est affectée par la réforme de 1992.

Supposons en effet, pour simplifier, qu'il y ait deux types d'individus – les uns avec de fortes chances de retrouver un emploi (les *movers*), par exemple parce qu'ils sont plus productifs, et d'autres avec de faibles chances de retrouver un emploi (les *stayers*). L'objectif serait d'analyser l'évolution des taux relatifs de retour à l'emploi selon l'âge à proportion de *stayers* stables. Comment évolue cette proportion en 1992 ? À partir de 1992, l'effet sur les licenciements se renforce, ce qui implique qu'on licencie moins de travailleurs de plus de 50 ans ; on peut donc penser que les travailleurs licenciés après 1992 sont particulièrement peu productifs et ont donc de faibles chances de retrouver un emploi. La proportion relative de *stayers* parmi les chômeurs de plus de 50 ans augmente donc après 1992. Par ailleurs, l'effet de restriction des embauches implique qu'on embauche moins de chômeurs de moins de 50 ans et plus de chômeurs de plus de 50 ans. Comme les embauches concernent d'abord les *movers*, il en résulte que la proportion de *stayers* augmente chez les plus de 50 ans et diminue chez les moins de 50 ans.

En conséquence, la réforme du dispositif en 1992 a pour effet probable d'augmenter la proportion relative de *movers* parmi les chômeurs de moins de 50 ans par rapport aux chômeurs de plus de 50 ans. Cet effet de composition, négligé dans l'analyse, tend donc à faire *diminuer* le taux relatif de retour à l'emploi des chômeurs de plus de 50 ans. Le résultat obtenu – une *augmentation* de ce taux relatif – est donc sous-estimé. La mise en évidence de l'effet de restriction des embauches sort donc renforcée de cette analyse qualitative des effets de l'hétérogénéité inobservée.

Effets sur les licenciements

L'analyse de l'effet sur les licenciements repose sur la comparaison, à deux dates différentes, d'individus de même âge pour lesquels le barème de la contribution a changé. À nouveau, le risque est que ces individus aient des caractéristiques inobservées différentes, pour des raisons qui tiennent au changement de dispositif.

Plus précisément, deux effets de sélection peuvent intervenir. Le premier est la sélection à l'embauche. Considérons, par exemple, la hausse du barème en 1992. Les individus recrutés à moins de 50 ans à partir de 1992 ont été particulièrement sélectionnés par l'entreprise, de façon à minimiser le risque d'un licenciement ultérieur. Ils seront donc *ipso facto* moins fréquemment licenciés. Ne pas prendre en compte cette sélection initiale conduirait à surestimer l'effet sur les licenciements.

→

2. Dans l'échantillon, un individu peut donc être observé pour deux transitions. Les vagues successives de l'enquête *Emploi* sont simplement utilisées comme des coupes répétées, chacune donnant des estimateurs non biaisés des taux de retour à l'emploi. Mais il est nécessaire de corriger l'autocorrélation des résidus que la répétition des mêmes individus introduit.

tion Delalande, ce qui signifie que l'employeur n'aura pas à payer la contribution s'il est conduit à les licencier par la suite. En revanche, une entreprise embauchant un salarié de 49 ans devra payer la contribution si elle souhaite se séparer dans le futur du salarié. Le dispositif de 1992 introduit ainsi une discontinuité dans le traitement des travailleurs selon qu'ils ont plus ou moins de 50 ans. On s'attend donc à ce que la probabilité d'embauche d'un chômeur de moins de 50 ans diminue, après 1992, par rapport à celle d'un chômeur de plus de 50 ans.

Pour tester cette prédiction, une première approche consisterait à comparer simplement les taux de retour à l'emploi des individus ayant juste plus de 50 ans et ceux ayant juste moins de 50 ans après instauration du dispositif, c'est-à-dire après 1992. En théorie, il faudrait prendre une plage d'âges très étroite de part et d'autre de 50 ans de telle sorte que l'on dispose d'individus en moyenne identiques, si ce n'est que certains sont concernés par le dispositif et d'autres non. En pratique, on est conduit à élargir la fenêtre pour obtenir des échantillons suffisants (11). Pour évaluer la robustesse des estimations, on considère différentes « fenêtres » entourant l'âge

de 50 ans. On compare d'abord les salariés âgés de 48 ans révolus avec les salariés âgés de 50 ans en t ; ils peuvent donc atteindre respectivement 49 ans et 51 ans en $t + 1$. On la note donc comme la fenêtre des 48-51 ans. Il s'agit là de la fenêtre la plus étroite que l'on puisse considérer ; elle ne comprend que peu d'individus, à peine une centaine par enquête. On retient également une fenêtre moyenne consistant à comparer les salariés âgés de 46 à 48 ans révolus avec ceux âgés de 50 à 52 ans (fenêtre des 46-53 ans). Enfin on considère une fenêtre large comparant les salariés âgés de 44 à 48 ans avec ceux âgés de 50 à 54 ans (fenêtre des 44-55 ans). Ces fenêtres couvrent donc des plages d'âge de 1, 3 ou 5 ans de part et d'autre de 50 ans. Le nombre d'individus consi-

11. La fréquence des enquêtes Emploi étant annuelle, il n'est pas possible de dater exactement les retours à l'emploi. En particulier, les individus ayant 49 ans révolus en mars de l'année t et qui retrouvent (ou non) un emploi avant mars $t + 1$ peuvent l'avoir retrouvé à 49 ans ou à 50 ans. On résout ce problème en mettant de côté ces individus : on considère comme ayant moins de 50 ans les individus ayant moins de 49 ans en mars de l'année t , et comme ayant plus de 50 ans les individus ayant plus de 50 ans à cette date. Une méthode alternative consiste à dater précisément les transitions au mois près en s'appuyant sur le calendrier mensuel d'activité, renseigné de façon rétrospective par les personnes enquêtées à partir de 1990. Les résultats sont très compatibles avec ceux obtenus avec les transitions annuelles, mais moins précisément estimés (cf. annexe 1).

Encadré (suite et fin)

Le second effet de sélection a lieu en cours d'emploi. Par exemple, un individu embauché à 53 ans et encore en emploi à 56 ans n'a pas connu la même protection de l'emploi pendant trois ans selon qu'on se situe en 1995 ou en 2000, du fait du changement de barème en 1998. Par conséquent, les individus en emploi à 56 ans n'ont pas la même distribution d'hétérogénéité inobservée. Il est difficile de dire *a priori* comment cette sélection en emploi affecte les résultats, dans la mesure où l'effet évolue de façon ambiguë entre 1995 et 2000 (la pente et le niveau du barème jouant en sens opposés).

L'effet de sélection à l'embauche est contrôlé en introduisant des indicatrices du régime d'embauche (3). On constate bien que l'effet est réduit ; cependant, les individus recrutés lors de périodes où la contribution était plus élevée sont plus fréquemment licenciés, alors qu'on attendrait le contraire. L'interprétation en termes de sélection à l'embauche apparaît donc fragile. L'effet de sélection en emploi est lui plus difficile à contrôler. Une autre approche est donnée dans le tableau B de l'annexe 3 : en effet, on y compare notamment les travailleurs embauchés avant 1998 dans les entreprises de moins et de plus de 50 salariés ; ils étaient alors soumis au même régime de la contribution Delalande, la différenciation n'intervenant qu'en 1999.

Il est plus difficile de contrôler l'effet de sélection en emploi. Son importance doit cependant être relativisée. En reprenant l'exemple ci-dessus, il faudrait, pour qu'il soit conséquent à 56 ans, que la hausse des licenciements entre 53 et 55 ans ait été importante après 1998, ce qu'on n'observe pas. Par conséquent, même si le détail de l'effet du barème aux différents âges peut être affecté, l'impact de la sélection en emploi sur l'effet sur les licenciements est vraisemblablement de second ordre.

Finalement, la possibilité d'une hétérogénéité inobservée introduit des problèmes de sélection complexes. Le biais induit conduirait cependant à réviser à la hausse l'effet de restriction des embauches, déjà élevé. Quant au biais dans l'estimation de l'effet sur les licenciements, il peut être conséquent en termes de sélection à l'embauche, et serait de second ordre pour la sélection en emploi. C'est donc une raison supplémentaire pour être prudent dans l'interprétation des résultats obtenus sur cet effet.

3. Voir modèle (6), tableau 6.

dérés est bien sûr croissant avec la taille de la fenêtre : peu élevé pour la fenêtre étroite, il devient assez important pour la fenêtre large.

Comparer les taux de retour à l'emploi avant et après 1992

La précision des résultats est croissante avec la taille de la fenêtre. *A contrario*, plus la fenêtre est large, moins la comparaison est fiable. Dans le cas de la fenêtre large, par exemple, il peut y avoir jusqu'à dix ans d'écart entre un individu traité et non traité. De nombreuses autres caractéristiques que le fait d'être concerné par le dispositif peuvent alors entrer en ligne de compte pour expliquer les décisions d'embauche. On ne dispose pas de critère général pour guider cet arbitrage, fréquent en matière d'évaluation, entre comparabilité (des groupes) et précision statistique (au sein de chaque groupe). Les résultats seront donc présentés pour les différentes fenêtres ; pour alléger le commentaire, on se focalise sur la fenêtre intermédiaire (46-53 ans) qui constitue un compromis entre précision et comparabilité. On s'efforce parallèlement de limiter les problèmes de comparabilité de deux façons. En premier lieu, on effectue les comparaisons en *différence de différence*, ce qui signifie que l'on compare la différence entre taux de retour à l'emploi des salariés de plus et moins de 50 ans après le dispositif de 1992 avec cette même différence avant 1992. Cette opération a pour but de retirer de l'effet mesuré par la simple différence précédente des différences permanentes entre les deux groupes d'individus. En second lieu, on tient compte de l'existence de différences dans la distribution des caractéristiques observées des individus, corrélées avec l'âge et susceptibles d'agir sur le retour à l'emploi. Parmi ces caractéristiques, on introduit le secteur d'activité et la catégorie socio-professionnelle de l'emploi précédent, la région, la taille de la commune, la situation familiale (nombre d'enfants) ainsi que le diplôme. Ces caractéristiques sont contrôlées par régression (cf. encadré pour la méthode mise en œuvre).

Les graphiques II et III montrent, pour les hommes et les femmes, les taux annuels de retour à l'emploi en CDI, bruts et nets (c'est-à-dire sans procédure de contrôle des différences de caractéristiques observées), pour les périodes correspondant aux dispositifs Delalande successifs. De façon générale, le taux de retour à l'emploi en CDI des hommes salariés âgés de moins de 50 ans était plus élevé avant l'extension de

1992, date charnière de l'analyse (cf. graphique II). Cela est vrai pour la période 1983-1986 où n'existait aucun dispositif Delalande. C'est encore vrai pour la période 1987-1992 pour laquelle un dispositif Delalande existait mais ne concernait pas directement les salariés âgés de 45 à 54 ans. Ces grandeurs fluctuent sensiblement avec la période considérée. Un des résultats centraux de l'analyse est que cette différence s'atténue, voire disparaît après 1992, c'est-à-dire lorsque les salariés de moins de 50 ans deviennent directement concernés par le dispositif.

Ce résultat est particulièrement marqué pour la fenêtre de 46-53 ans, où la différence des taux de retour à l'emploi, forte initialement, disparaît totalement après 1992. Il semble vérifié, dans une moindre mesure, pour la fenêtre la plus large. En revanche, les évolutions sont plus erratiques pour la fenêtre la plus étroite. Le résultat ne dépend pas non plus fortement du fait de considérer des taux nets ou bruts. Cela signifie que même s'il existe des différences entre individus susceptibles de rendre compte de différences de taux de sortie du chômage, la distribution de ces caractéristiques est relativement stable entre les plus et les moins de 50 ans et entre les périodes. En résumé, le taux de retour à l'emploi des chômeurs de plus de 50 ans s'améliore, après 1992, par rapport à celui des chômeurs de moins de 50 ans : ce résultat est conforme à la prédiction d'un effet de restriction des embauches, qui disparaît pour les chômeurs de plus de 50 ans en 1992 puisque ceux-ci sont alors exonérés de la taxe (12).

Les évolutions sont plus difficilement interprétables pour les taux de retour en emploi en CDI des chômeuses de plus et de moins de 50 ans (cf. graphique III). Antérieurement au dispositif, le taux de retour à l'emploi en CDI des moins de 50 ans est généralement plus élevé. L'écart se réduit légèrement après l'introduction du dispositif de 1992, mais celui-ci se

12. Il faut remarquer néanmoins que les résultats indiquent qu'il y avait déjà, antérieurement au dispositif de 1992, des différences dans les taux de retour à l'emploi en CDI des plus et des moins de 50 ans. La dégradation des chances de retrouver un emploi pour les chômeurs de plus de 50 ans apparaît nettement dès les années 1970 dans l'enquête Emploi (cf. par exemple Fougère et Kamionka, 1992, qui constatent que le chômage est un état quasi absorbant pour les travailleurs de 56-65 ans). Plusieurs interprétations sont possibles (en particulier la prise en compte de coûts fixes d'embauche et de formation qui ne peuvent être amortis pour un travailleur en fin de carrière). C'est cette différence qui disparaît après 1992. Une situation plus favorable et plus conforme à l'approche « régression discontinuité » aurait nécessité des taux identiques au départ, suivis de l'apparition d'une différence après 1992.

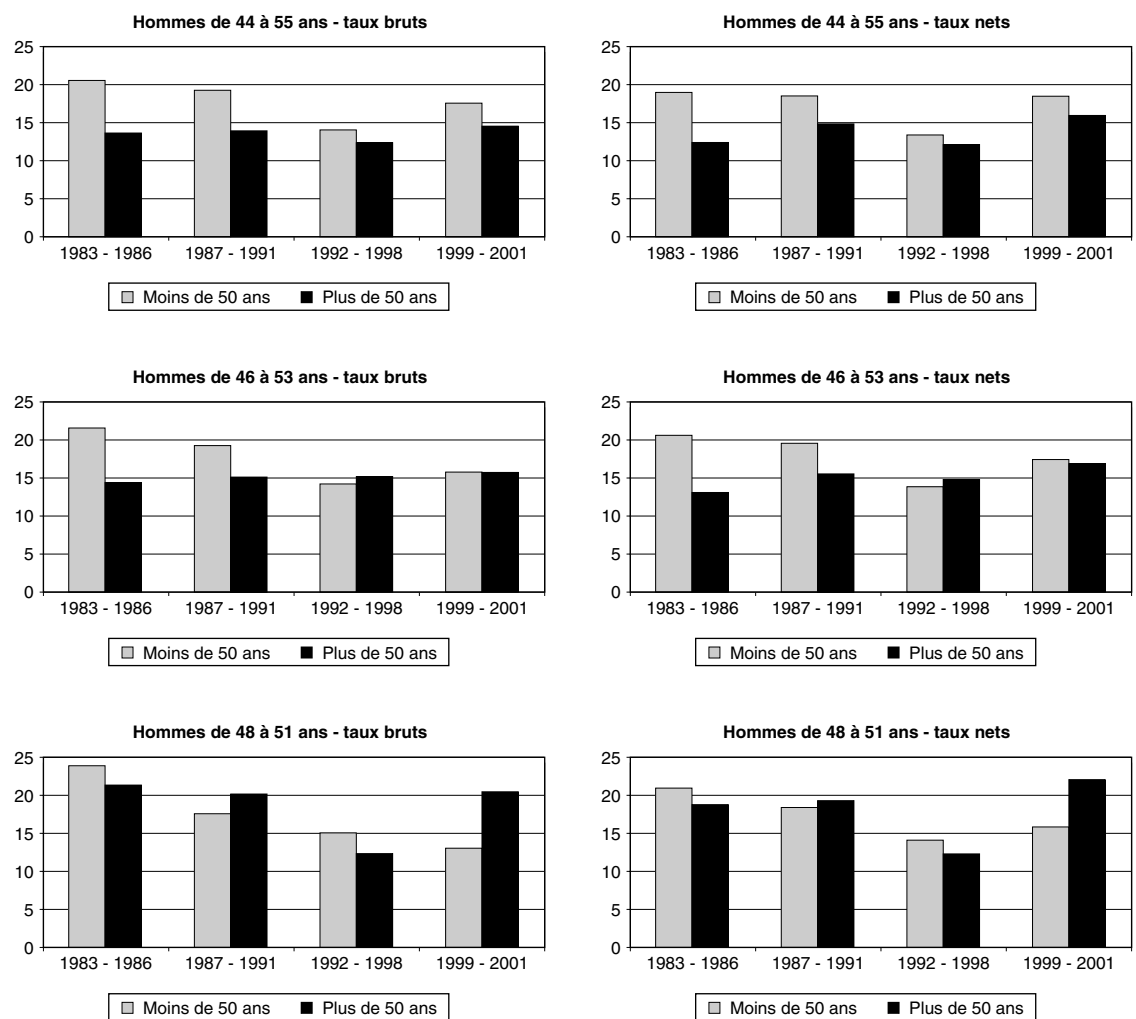
creuse de nouveau fortement sur la période 1999-2001. En revanche, les résultats obtenus ne dépendent que très peu, une fois encore, de l'introduction de variables de contrôle.

Les tableaux 2 et 3 reportent les mêmes résultats sous une forme différente. Ils ont l'intérêt de fournir des estimations assorties d'écart-types permettant de juger si les différences observées entre catégories de demandeurs d'emploi sont statistiquement significatives. Les tableaux se présentent en deux parties. La partie droite reporte les résultats portant sur des comparaisons brutes, celle de gauche ceux obtenus lorsque l'on corrige des caractéristiques observables des agents. Chaque partie comprend trois

colonnes correspondant aux différentes fenêtres considérées : étroite, moyenne, large. Les quatre premières lignes présentent les taux de retour à l'emploi en CDI pour les moins de 50 ans et pour les plus de 50 ans avant 1992, puis après 1992.

Le taux annuel de retour à l'emploi des hommes de 48 ans, avant 1992, était de 20 % en moyenne, quantité estimée de façon peu précise comme en témoigne l'écart-type (2,9 %). Le taux de retour à l'emploi des plus de 50 ans s'élève alors à 20,5 % et est lui aussi peu précisément estimé. Cette imprécision tient largement à la taille de l'échantillon mobilisé (1 211 individus-années). Introduire des variables

Graphique II
Transitions du chômage vers l'emploi (CDI) par groupe d'âge et par période – Hommes



Lecture : les taux bruts sont les taux de transition annuels observés entre le chômage et l'emploi en CDI du privé. Les taux nets sont les mêmes taux, mais estimés à structure de population stable en termes de secteur d'activité et de catégorie socioprofessionnelle de l'emploi précédent, de diplôme, de région, de taille de commune et de situation familiale (cf. encadré).

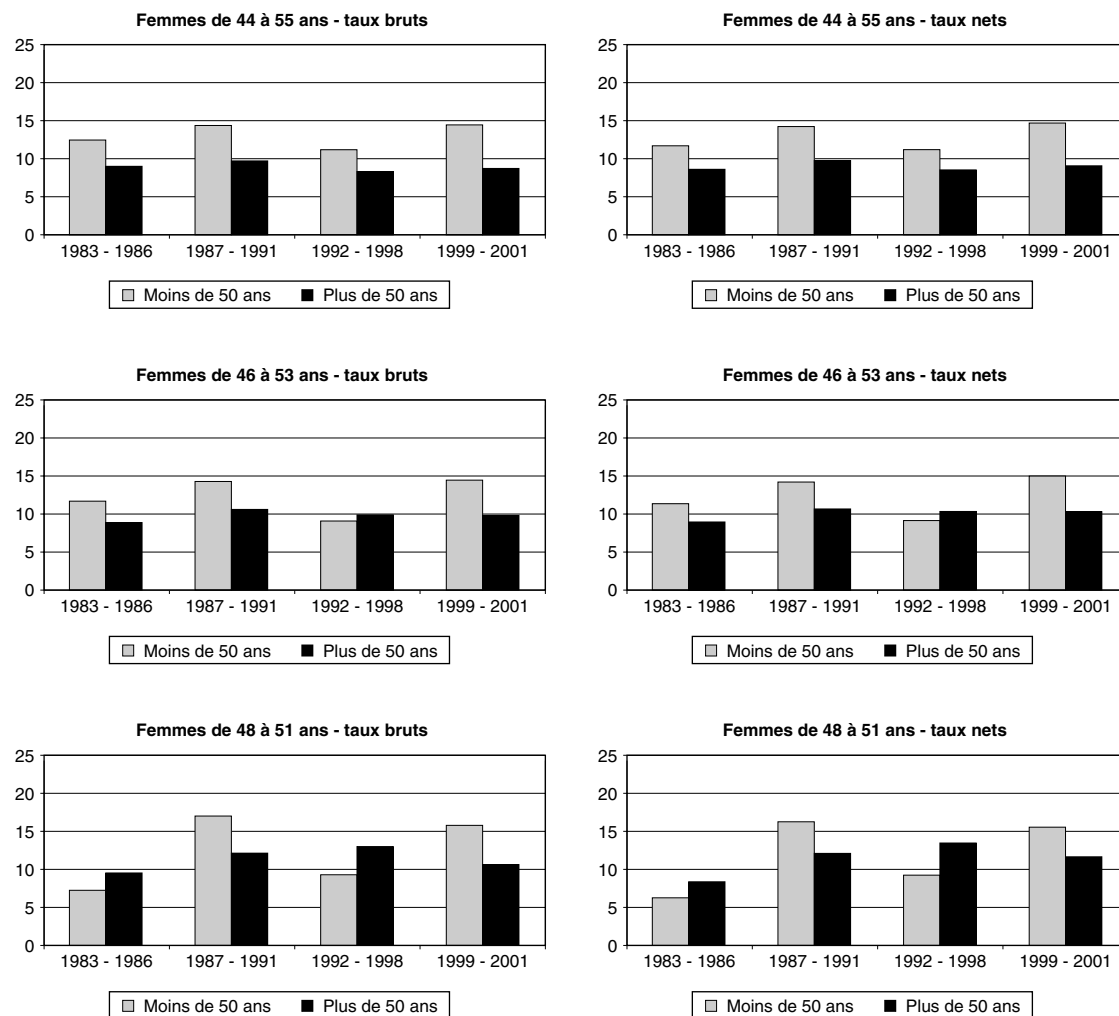
Sources : enquêtes Emploi, Insee, calculs des auteurs.

de contrôle ne change les ordres de grandeur ni des paramètres ni des écarts-types. C'est cette imprécision qui motive le choix de fenêtres plus larges. Cela conduit à introduire des individus moins directement représentatifs de la comparaison effectuée mais permettant d'obtenir des écarts-types plus réduits. L'élargissement conduit au résultat attendu : les taux bruts ou nets estimés sont beaucoup plus précis.

La cinquième et la sixième ligne du tableau 2 présentent les différences entre les taux de retour à l'emploi des plus et des moins de 50 ans, avant et après 1992. Avant 1992, le taux de retour à l'emploi des moins de 50 ans est

généralement plus élevé que celui des plus de 50 ans (différence de 5,4 points pour la fenêtre 46-53 ans). Les écarts-types sont beaucoup plus importants que pour les estimations des taux eux-mêmes, ce qui provient du fait que, pour les taux bruts, les estimateurs sont indépendants et qu'en conséquence la variance de leur différence est la somme des variances. L'imprécision est très sensible pour la fenêtre étroite si bien que la différence entre les taux n'est pas statistiquement significative. Dans les échantillons plus larges (pour les deux autres fenêtres), un écart positif et significatif apparaît entre les taux de retour à l'emploi des plus et moins de 50 ans, avant 1992. Ce résultat n'est

Graphique III
Transitions du chômage vers l'emploi (CDI) par groupe d'âge et par période – Femmes



Lecture : les taux bruts sont les taux de transition annuels observés entre le chômage et l'emploi en CDI du privé. Les taux nets sont les mêmes taux, mais estimés à structure de population stable en termes de secteur d'activité et de catégorie socioprofessionnelle de l'emploi précédent, de diplôme, de région, de taille de commune et de situation familiale (cf. encadré).
Sources : enquêtes Emploi, Insee, calculs des auteurs.

pas totalement satisfaisant pour l'analyse dans la mesure où le choix des fenêtres d'observation était motivé par le fait que les deux catégories d'individus devaient être très proches. Les différences de taux de retour à l'emploi s'inversent

ou s'atténuent après 1992, et restent plus sensibles au choix de la fenêtre.

La dernière ligne du tableau 2 présente les résultats en différence de différence, c'est-à-dire

Tableau 2
Analyse des taux de transition du chômage vers l'emploi privé – Hommes

	Sans contrôles			Avec contrôles		
	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans
Avant 1992, moins de 50 ans	20,0 <i>2,9</i>	20,3 <i>1,7</i>	19,7 <i>1,3</i>	19,4 <i>2,8</i>	20,0 <i>1,7</i>	18,8 <i>1,2</i>
Avant 1992, plus de 50 ans	20,5 <i>2,9</i>	14,9 <i>1,4</i>	13,7 <i>1,0</i>	19,1 <i>2,7</i>	14,5 <i>1,4</i>	13,9 <i>1,0</i>
Après 1992, moins de 50 ans	14,3 <i>1,7</i>	14,6 <i>1,0</i>	14,9 <i>0,8</i>	14,6 <i>1,7</i>	14,7 <i>1,0</i>	14,8 <i>0,8</i>
Après 1992, plus de 50 ans	14,6 <i>1,8</i>	15,2 <i>1,1</i>	13,0 <i>0,8</i>	15,3 <i>1,8</i>	15,5 <i>1,1</i>	13,4 <i>0,8</i>
Avant 1992, différence moins de 50 ans/plus de 50 ans	- 0,5 <i>4,1</i>	5,4 <i>2,2</i>	6,0 <i>1,6</i>	0,3 <i>3,9</i>	5,5 <i>2,1</i>	4,9 <i>1,6</i>
Après 1992, différence moins de 50 ans/plus de 50 ans	- 0,3 <i>2,5</i>	- 0,7 <i>1,5</i>	2,0 <i>1,1</i>	- 0,6 <i>2,5</i>	- 0,8 <i>1,5</i>	1,4 <i>1,1</i>
Différence de différence	0,2 <i>4,7</i>	- 6,1 <i>2,7</i>	- 4,1 <i>2,0</i>	- 0,9 <i>4,6</i>	- 6,3 <i>2,6</i>	- 3,5 <i>1,9</i>
Nombre d'observations	1 211	3 661	6 179	1 211	3 661	6 179

Lecture : il s'agit d'une estimation de doubles différences par étape. Le premier chiffre correspond à l'estimateur (de la moyenne ou de la différence) ; l'écart-type figure dessous en italique. Les variables de contrôle introduites sous forme d'indicatrices sont : l'ancienneté dans le chômage, le secteur d'activité, la catégorie socioprofessionnelle de l'emploi précédent, la taille de la commune, la région, la situation familiale ainsi que le diplôme. Les écarts-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus. Sources : enquêtes Emploi, Insee, calculs des auteurs.

Tableau 3
Analyse des taux de transition du chômage vers l'emploi privé – Femmes

	Sans contrôles			Avec contrôles		
	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans
Avant 1992, moins de 50 ans	13,2 <i>2,3</i>	13,3 <i>1,3</i>	13,6 <i>1,0</i>	12,4 <i>2,3</i>	13,0 <i>1,3</i>	13,2 <i>1,0</i>
Avant 1992, plus de 50 ans	11,0 <i>2,2</i>	9,8 <i>1,2</i>	9,3 <i>0,9</i>	10,4 <i>2,2</i>	9,7 <i>1,2</i>	9,2 <i>0,9</i>
Après 1992, moins de 50 ans	11,3 <i>1,4</i>	10,7 <i>0,8</i>	12,1 <i>0,6</i>	11,3 <i>1,5</i>	10,7 <i>0,8</i>	12,2 <i>0,6</i>
Après 1992, plus de 50 ans	12,1 <i>1,6</i>	9,9 <i>0,9</i>	8,5 <i>0,6</i>	12,9 <i>1,6</i>	10,1 <i>0,9</i>	8,6 <i>0,7</i>
Avant 1992, différence moins de 50 ans/plus de 50 ans	2,2 <i>3,1</i>	3,4 <i>1,7</i>	4,3 <i>1,3</i>	2,1 <i>3,2</i>	3,3 <i>1,7</i>	4,0 <i>1,3</i>
Après 1992, différence moins de 50 ans/plus de 50 ans	- 0,8 <i>2,2</i>	0,9 <i>1,2</i>	3,6 <i>0,9</i>	- 1,6 <i>2,2</i>	0,7 <i>1,2</i>	3,5 <i>1,0</i>
Différence de différence	- 3,0 <i>3,8</i>	- 2,6 <i>2,1</i>	- 0,7 <i>1,6</i>	- 3,7 <i>3,8</i>	- 2,6 <i>2,1</i>	- 0,5 <i>1,6</i>
Nombre d'observations	1 337	4 114	7 016	1 337	4 114	7 016

Lecture : il s'agit d'une estimation de doubles différences par étape. Le premier chiffre correspond à l'estimateur (de la moyenne ou de la différence) ; l'écart-type figure dessous en italique. Les variables de contrôle introduites sous forme d'indicatrices sont : l'ancienneté dans le chômage, le secteur d'activité, la catégorie socioprofessionnelle de l'emploi précédent, la taille de la commune, la région, la situation familiale ainsi que le diplôme. Les écarts-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus. Sources : enquêtes Emploi, Insee, calculs des auteurs.

compare la façon dont les écarts de taux de retour à l'emploi des plus et des moins de 50 ans ont évolué entre les périodes antérieure et postérieure à 1992. La fenêtre de 46-53 ans est un bon compromis entre taille et comparabilité des échantillons. Selon cet estimateur, le taux relatif de retour à l'emploi se serait dégradé pour les moins de 50 ans de 6,1 points (6,3 points après contrôle des effets de structure). Cet effet est statistiquement différent de zéro, et il est d'une ampleur conséquente. Néanmoins, l'effet n'apparaît pas sur une petite fenêtre d'âge, peut-être en raison d'échantillons trop petits (les écarts-types sont plus élevés), et semble atténué et à la limite de la significativité si on considère la fenêtre d'âges élargie (13).

Le tableau 3 présente les résultats correspondants pour les femmes. Il confirme les résultats de l'analyse graphique précédente : les taux de retour à l'emploi des femmes sont plus faibles, plus homogènes et plus stables que celui des hommes. Les écarts entre catégories d'âge avant ou après sont en général faibles et le plus souvent non significatifs. Les différences de différences ne révèlent pas non plus d'évolution marquante dans ces écarts.

Sensibilité des résultats à la conjoncture

L'analyse précédente porte sur une période longue utilisant des informations allant de 1983 à 2002. Cela permet de disposer d'échantillons suffisants. Cette longue période a aussi l'avantage de couvrir, de part et d'autre de la date charnière de 1992, deux cycles d'activité complets comprenant chacun une phase de ralentissement et une phase d'expansion. C'est la meilleure façon que l'on ait de limiter l'impact éventuel de la conjoncture sur les résultats. Le choix d'une phase particulière du cycle affecterait en effet les résultats si la demande de travail par âge (plus ou moins de 50 ans) dépendait intrinsèquement de la conjoncture, c'est-à-dire si l'une des deux catégories de travail s'ajustait plus facilement que l'autre aux fluctuations de l'activité.

Il n'en reste pas moins intéressant de vérifier la sensibilité des résultats à ce choix : sont-ils modifiés par la prise en compte d'une période « avant réforme » plus courte, et apparaissent-ils rapidement après 1992 ? Pour aborder cette question, on réplique le modèle statistique précédent en faisant évoluer la durée de la période d'observation après basculement. La période postérieure à la réforme de 1992 peut ainsi s'étendre sur 1992, 1992-1993, (...), 1992-2001.

Le paramètre d'intérêt demeure le même : l'estimateur de la double différence (net des effets de composition). Il s'interprète toujours comme la dégradation relative du retour à l'emploi des moins de 50 ans. On introduit également des variables indicatrices annuelles. On examine deux variantes de cette régression. L'une utilise toutes les informations antérieures, c'est-à-dire depuis 1983, l'autre les seules informations postérieures à 1987.

Les résultats sont présentés dans le tableau 4. On présente le cas des hommes pour la classe d'âge intermédiaire (46-53 ans) dans la mesure où c'est pour eux que le changement le plus net apparaît sur longue période. Le tableau com-

Tableau 4
Analyse temporelle – Hommes (46-53 ans)

Période « après réforme »	Période « avant réforme »	
	1983-1991	1987-1991
1992	- 7,6 <i>6,7</i>	- 7,0 <i>6,9</i>
1992-1993	- 5,3 <i>4,3</i>	- 4,8 <i>4,7</i>
1992-1994	- 6,4 <i>3,6</i>	- 5,1 <i>4,0</i>
1992-1995	- 8,2 <i>3,2</i>	- 6,8 <i>3,7</i>
1992-1996	- 8,2 <i>3,0</i>	- 6,8 <i>3,5</i>
1992-1997	- 7,3 <i>2,8</i>	- 6,2 <i>3,4</i>
1992-1998	- 6,8 <i>2,7</i>	- 5,6 <i>3,3</i>
1992-1999	- 6,1 <i>2,6</i>	- 4,9 <i>3,2</i>
1992-2000	- 6,6 <i>2,6</i>	- 5,3 <i>3,2</i>
1992-2001	- 6,3 <i>2,6</i>	- 5,0 <i>3,1</i>
Nombre d'observations	3 661	3 129

Lecture : chaque case reporte l'estimateur de doubles différences et correspond à l'évolution relative du taux annuel de retour en CDI des moins de 50 ans par rapport aux plus de 50 ans (l'unité est le point de pourcentage, et les écarts-types figurent en dessous en italique) dans un modèle de probabilité linéaire. La période « avant » court de 1983 à juin 1992 (partie gauche) ou de 1987 à 1992 (partie droite). La période « après » varie selon ce qui est indiqué à chaque ligne. Chaque régression inclut le jeu complet de variables de contrôle défini au tableau 2. Les écarts-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus.
Sources : enquêtes Emploi, Insee, calculs des auteurs.

13. Ces résultats sont robustes au choix de la forme fonctionnelle. Avec des spécifications de type logit ou probit, les ordres de grandeur varient sensiblement mais cela est lié à des interprétations différentes des paramètres.

prend deux parties, gauche et droite, présentant les résultats correspondant aux deux périodes « avant réforme » considérées (1983-1991 et 1987-1991). Les coefficients de la double différence sont présentés dans chacune des lignes, avec l'écart-type en dessous.

Ce tableau révèle plusieurs informations. Tout d'abord, on constate que les écarts-types des coefficients estimés se réduisent dès que l'on prend en compte de nouvelles années pour mesurer l'effet de l'introduction du dispositif. Lorsque l'on considère la période « avant réforme » 1983-1991, l'effet est très sensible : les écarts-types sont divisés par presque trois entre la première et la dernière ligne du tableau. Par ailleurs, l'effet mesuré n'est pas constant. Les coefficients progressent en début de période et l'effet est d'ampleur maximale et statistiquement significatif en 1995.

Un autre enseignement du tableau consiste à comparer la valeur finale (1992-2001) avec celle obtenue dans l'analyse en différence de différence. Cette comparaison permet de juger de l'effet de la prise en compte des variables indicatrices temporelles dans la régression, c'est-à-dire de la prise en compte du cycle conjoncturel. Les résultats sont identiques : - 6,3 points pour la fenêtre considérée. Enfin la comparaison entre les parties droite et gauche du tableau montre que les résultats sont du même ordre, mais nettement moins significatifs quand la période « avant réforme » est plus courte : cela s'explique vraisemblablement par la plus petite taille de l'échantillon avant réforme dans la colonne de droite.

Séparer les effets de la contribution Delalande des autres mesures de politique économique

La contribution Delalande n'a pas été la seule mesure de politique de l'emploi introduite sur la période et s'appliquant de façon différenciée aux travailleurs de plus et moins de 50 ans. Parmi les autres mesures figurent les contrats de retour à l'emploi (CRE, introduits en 1989 et réellement développés à partir de 1990) et les contrats initiative emploi (CIE, prenant la suite des CRE en 1995). Dès 1990 et à l'exception d'une courte période au début des CIE (juillet 1995-septembre 1996), ces contrats aidés du secteur privé ciblent particulièrement les chômeurs de plus de 50 ans, en offrant des aides (exonérations de charges patronales, aide forfaitaire) spécialement attractives (cf. en annexe 2

le tableau récapitulatif des dispositifs). Par ailleurs, alors que les CRE sont initialement réservés aux chômeurs de longue durée (plus d'un an de chômage), ils sont étendus en 1992 à tous les chômeurs âgés de plus de 50 ans à partir de trois mois de chômage. Les CIE conservent le même principe. Cet élargissement de la mesure est concomitant à l'exonération de la contribution Delalande pour les plus de 50 ans. L'analyse sur longue période peut donc capturer, outre l'effet de la contribution Delalande, un effet des contrats aidés (CRE et CIE). Ces contrats aidés constituent en effet une part substantielle des retours à l'emploi des chômeurs de plus de 50 ans : il est donc nécessaire de les prendre en compte dans l'analyse (cf. annexe 2).

Pour vérifier que les résultats en double différence mesurent bien l'effet de la contribution Delalande et non l'effet des CRE et des CIE, on introduit dans la régression des variables supplémentaires visant à tirer parti des variations des dispositifs CRE et CIE au fil du temps et selon l'ancienneté des chômeurs. Pour cela, on résume les évolutions des contrats aidés (détaillées dans le tableau de l'annexe 2) en distinguant deux niveaux d'aides. Un premier niveau comporte principalement une exonération provisoire de charges patronales ; schématiquement, il s'applique aux chômeurs de longue durée de moins de 50 ans ainsi qu'aux chômeurs de courte durée de plus de 50 ans, sauf en 1995 et 1996. Un second niveau, plus généreux, comporte en outre des primes (prime à l'embauche ou prime mensuelle) : il s'applique à des publics « cibles », qui recouvrent principalement les chômeurs de longue durée au-delà de 50 ans, et les chômeurs de très longue durée (plus de trois ans d'ancienneté dans le chômage). En 1995-1996, à la mise en place des CIE, le deuxième niveau d'aide est généralisé à tous. On ajoute donc dans les régressions précédentes des variables muettes correspondant, sur toute la période, aux conditions d'éligibilité d'un individu aux deux niveaux de traitement, des indicatrices de période correspondant à des changements dans les niveaux de traitement (après 1990 pour le traitement fort ; 1990-1994 et 1997-2001 pour le traitement faible) et des variables résultant de leur interaction (éligibilité * période d'application). Les coefficients de ces variables croisées capturent un effet spécifique aux périodes d'activation des mesures CRE et CIE afin de ne pas l'attribuer à tort à la contribution Delalande.

Les résultats sont présentés par sexe et pour les différentes fenêtres d'âges dans le tableau 5. Le coefficient des doubles différences est robuste à l'introduction des contrôles de l'éligibilité aux CRE-CIE. Les premiers résultats présentés ne cachaient donc pas un effet des contrats aidés (14). L'effet semble même paradoxalement augmenter. Cependant, ce changement n'est pas statistiquement significatif et il disparaît lorsqu'on étend la population étudiée pour contrôler l'effet des contrats aidés.

Les coefficients des mesures CRE-CIE sont négatifs (et non positifs comme on l'attendrait d'un dispositif d'incitation à l'embauche), mais très peu précisément estimés et non significativement différents de zéro. Ces coefficients ne doivent pas être interprétés comme une mesure de l'effet des CRE et CIE puisque le principe de cette analyse est basé sur la comparaison de populations très étroites (ici, la population éligible aux CRE-CIE et une catégorie de référence composée des chômeurs de courte durée). Ce n'est pas le type d'étude qu'il faudrait mener pour analyser spécifiquement les effets des contrats aidés.

Les effets sur les licenciements

L'analyse de l'effet sur les licenciements ne repose pas, comme celle de l'effet sur les embauches, sur une relation d'exclusion claire trouvant son origine dans la législation (qui excluait du dispositif les demandeurs d'emploi de plus de 50 ans). L'analyse consiste à exami-

ner si le profil des coûts imposé par le dispositif Delalande conduit à une modification des décisions de licenciement, en tirant parti des fréquents changements de la législation.

Utiliser les nombreuses variations de barème

Le graphique IV présente les taux de licenciement (en provenance de l'emploi privé en CDI) par âge, pour chaque sous-période correspondant à une phase du dispositif Delalande. Le graphique montre clairement les différences dans le taux de licenciement en fonction de la période. Chaque période du dispositif correspond aussi *grosso modo* à une phase différente dans le cycle d'activité. Les périodes 1983-1986 et 1992-1998 sont des années de mauvaise conjoncture alors que les deux autres périodes 1987-1991 et 1999-2001 sont des années de conjoncture favorable. On remarque sur les graphiques que, pour les âges les moins élevés, les taux de licenciement sont proches au sein des périodes de bonne conjoncture et au sein des périodes de mauvaise conjoncture. On voit également l'ampleur du problème que cherche à résoudre le dispositif Delalande : le taux de licenciement progresse fortement à partir de 55 ans. Le graphique semble aussi indiquer le succès partiel des différentes phases du disposi-

14. Diverses régressions complémentaires ont été entreprises pour vérifier la robustesse de ces résultats : inclusion de variables muettes annuelles, affinement des niveaux de traitement CRE/CIE (variables muettes distinctes par sous-période). Les résultats sont qualitativement inchangés.

Tableau 5
Prise en compte des périodes d'activation des contrats aidés

	Hommes			Femmes		
	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans
Delalande	- 1,5 4,8	- 7,5 2,9	- 3,5 2,2	- 6,5 4,3	- 2,7 2,4	- 0,7 1,7
CRE-CIE (traitement faible)	- 4,1 10,9	- 8,1 5,6	- 7,0 4,4	- 1,3 7,8	- 1,4 4,8	0,4 3,7
CRE-CIE (traitement fort)	- 5,3 9,9	- 7,1 5,2	- 2,9 4,1	- 3,3 7,2	- 0,4 4,5	1,5 3,6

Lecture : chaque colonne présente l'influence de trois variables d'intérêt sur la probabilité de retour à l'emploi en CDI dans le secteur privé (modèle de probabilité linéaire). Le premier coefficient correspond à l'effet de la contribution Delalande, estimé en double différence : spécifiquement, il donne l'évolution relative du taux annuel de retour en CDI des moins de 50 ans par rapport aux plus de 50 ans (l'unité est le point de pourcentage, et les écarts-types figurent en dessous en italique). Les deux autres coefficients donnent l'effet d'être éligible pour des contrats aidés (CRE ou CIE, selon la période), en distinguant deux niveaux de traitement. Chaque régression inclut le jeu complet de variables de contrôle défini au tableau 2, ainsi que des variables muettes correspondant aux différentes périodes des dispositifs de contrats aidés et un polynôme d'ordre trois de l'ancienneté dans le chômage. Ce polynôme vient s'ajouter aux variables muettes des différents niveaux d'ancienneté dans le chômage pour contrôler d'éventuels effets de composition de la durée du chômage au sein des tranches d'ancienneté dans le chômage. Les écarts-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus.

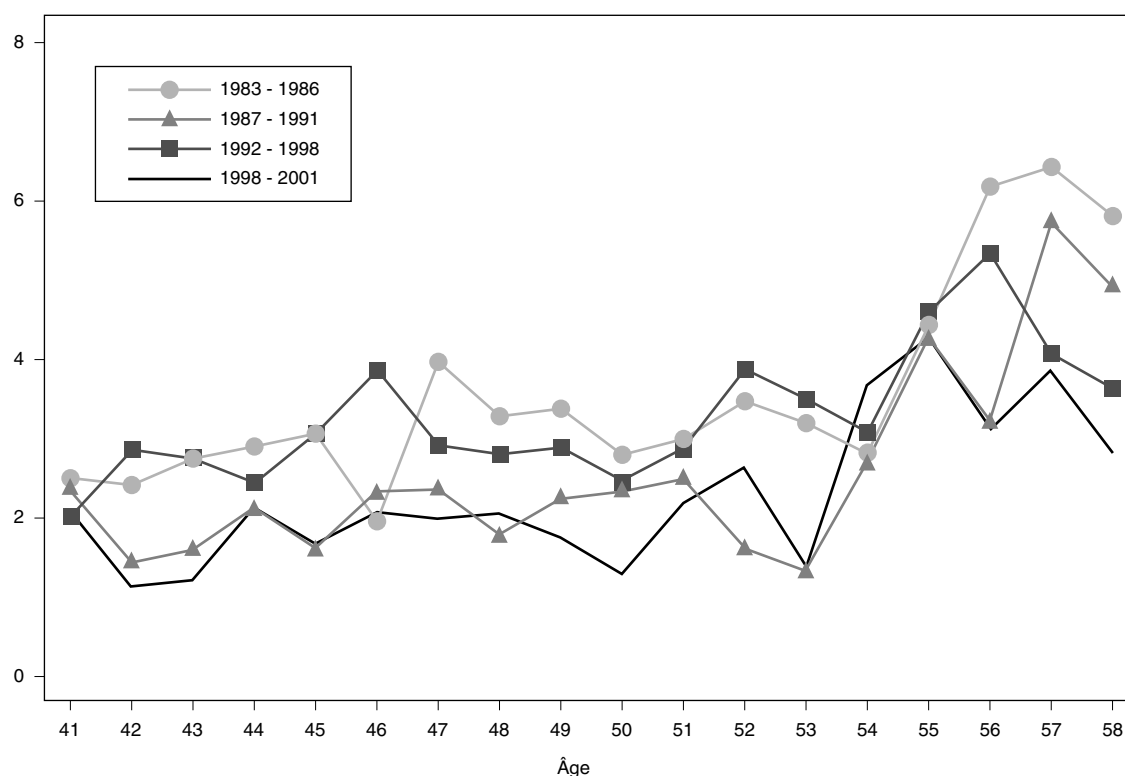
tif Delalande : les taux de licenciement des travailleurs les plus âgés sont systématiquement moins élevés à conjoncture identique sur les périodes les plus récentes qui correspondent aux dispositifs les plus dissuasifs. On observe toutefois le relatif insuccès dans l'absolu des différents dispositifs puisque aucun d'entre eux ne permet d'effacer la forte progression du taux de licenciement après 55 ans.

Pour approcher l'effet de la contribution Delalande sur les licenciements, on explique les taux de licenciement à chaque période comme une fonction de l'âge, de la période et du profil des coûts de licenciement induits par le dispositif Delalande. Ce profil de coût est résumé par deux variables : le niveau du coût à l'âge considéré et sa progression temporelle, c'est-à-dire, à dispositif inchangé, la différence entre le coût de licenciement aujourd'hui et dans un an. Ces deux composantes correspondent aux deux effets attendus sur les licenciements : l'effet de rétention et l'effet de seuil d'entrée. Une fois estimé l'effet de ces deux composantes, il est possible de calculer l'effet global, à chaque âge, du barème complet.

De la même façon que précédemment, on affine l'analyse en cherchant à contrôler les différences par un ensemble de caractéristiques des salariés : ancienneté, diplôme, rémunération, secteur, catégorie socioprofessionnelle, etc. On introduit aussi une mesure du coût de licenciement correspondant à l'indemnité légale, en fonction de l'ancienneté. Cette indemnité légale constitue un minorant du coût de licenciement, celui-ci étant généralement déterminé par l'indemnité conventionnelle sur laquelle on ne dispose malheureusement pas d'information dans les enquêtes *Emploi*. Ces diverses variables sont importantes car elles représentent des éléments de l'arbitrage entre le coût du travail et la productivité d'un individu et sont donc des déterminants essentiels du maintien dans l'entreprise d'un salarié.

Le changement de barème de 1999 introduit une variation selon la taille des entreprises utile pour l'analyse : en effet, la hausse de la contribution ne concerne pas les entreprises de 20 à 49 salariés. Cela permet d'identifier séparément une évolution du profil par âge de licenciement liée à des facteurs externes (productivité, etc.) et

Graphique IV
Taux de licenciement des hommes salariés du privé (CDI) par âge et par période



Lecture : probabilité annuelle d'être licencié pour un homme salarié du privé en CDI, selon l'âge et la période.
Sources : enquêtes *Emploi*, Insee, calculs des auteurs.

se manifestant de part et d'autre de 1999 dans les entreprises de 20 à 49 salariés et une évolution due au changement de barème de 1999, ne concernant que les entreprises de plus de 50 salariés.

L'identification fragile de l'effet propre du dispositif Delalande

Cependant, deux critiques peuvent être adressées aux hypothèses identificatrices sous-jacentes. La première est qu'il est difficile de dissocier l'effet propre du dispositif Delalande des autres politiques ayant cherché à infléchir les fins de carrière. L'ensemble des dispositifs de préretraite a ainsi connu des évolutions marquées au cours de la période : les préretraites ne marquent pas de repli global, mais les formes plus anciennes (AS-FNE) cèdent la place à des préretraites progressives ou à des dispositifs négociés par les partenaires sociaux (ARPE) (pour une synthèse récente, voir Anglaret, 2004). Cette évolution des dispositifs de préretraite a pu influencer sur les autres modes de gestion des fins de carrière et peut-être même sur les carrières dans leur ensemble : les taux de licenciement par âge ont donc pu être affectés eux aussi. Plus précisément, dans la mesure où le dispositif Delalande a été intensifié au moment où les préretraites AS-FNE marquaient un repli significatif (et avant la mise en place de l'ARPE à partir de 1996), on peut suspecter une sous-évaluation de l'efficacité du dispositif. En effet, si un basculement s'est opéré entre les préretraites et les licenciements (facilités pour les plus âgés par le mécanisme de dispense de recherche d'emploi), la baisse des taux de licenciement a été freinée en dépit de l'intensification de la contribution Delalande.

La deuxième critique qui peut être faite à l'approche retenue ici est d'ignorer les effets de sélectivité. En effet l'analyse consiste à comparer les taux de sortie d'individus les plus proches possibles, les uns étant soumis au dispositif Delalande et les autres non. Or, comme le montre le modèle théorique proposé (cf. encadré) ainsi que l'analyse empirique précédente, le dispositif Delalande est susceptible d'agir sur les sorties mais aussi sur les conditions d'embauche. Dès lors que les décisions d'embauche et de licenciement font intervenir des caractéristiques inobservables, la distribution de ces caractéristiques ne peut être considérée comme identique d'une période à l'autre. On ne peut dès lors supposer que les comparaisons de taux moyens de sortie effectuées vont refléter uniquement

l'effet du dispositif. Si l'on admet que l'effet du dispositif à l'embauche consiste à sélectionner les individus qu'on a le moins de chances de licencier, alors on attribuera à tort au dispositif un effet de réduction des licenciements. Une façon de prendre en compte cet effet de sélection consiste à contrôler par la date d'embauche. On peut ainsi faire intervenir des variables correspondant au fait que les individus ont été embauchés avant 1987, entre 1987 et 1992, entre 1992 et 1998 ou après 1998. Néanmoins, une telle tentative réduit considérablement les possibilités d'identification. On ne peut pas comparer les taux de licenciement à des périodes différentes de salariés de même âge (le principe de l'identification), de même ancienneté et embauchés la même année. Sans être aussi extrême, on comprend bien qu'introduire des variables correspondant à des plages de dates d'embauche va réduire l'identification.

Les résultats sont présentés séparément pour les hommes et les femmes, pour six spécifications différentes dans le tableau 6. Dans la première, on n'introduit que l'âge et la période comme variables de contrôle. C'est la spécification la plus proche de l'analyse graphique précédente. Dans la deuxième colonne, on ajoute dans les variables de contrôle un polynôme de degré trois de l'ancienneté et trois indicatrices de diplôme. La spécification suivante étend encore l'ensemble des variables de contrôle en prenant en compte la qualification, la rémunération, la localisation et la taille de l'établissement. La cinquième colonne introduit des indicatrices de l'âge croisées avec deux périodes, avant et après 1999, pour prendre en compte d'éventuelles évolutions du profil par âge des licenciements. Enfin, la sixième colonne introduit des variables indicatrices correspondant au dispositif Delalande prévalant lors de l'embauche.

Le tableau fait clairement apparaître, pour les hommes, un effet négatif du niveau de la contribution Delalande : c'est l'effet de rétention attendu. L'effet de la progression anticipée de la contribution $\Delta C(a)$ est positif comme le prédit la théorie, mais n'est jamais significatif : l'effet de seuil d'entrée va dans le sens attendu mais est peu précisément estimé. Ces résultats mettent en évidence que le dispositif Delalande exerce un effet dissuasif sur les licenciements (effet de rétention). Ils ne montrent pas, en revanche, que la progressivité du coût ait un effet sensible d'accélération sur les licenciements (effet de seuil d'entrée).

Les effets du niveau diffèrent fortement d'une estimation à l'autre. Avec la première spécification, l'effet est assez fort (- 0,0037). Lorsque l'on enrichit cette spécification avec un polynôme de degré trois de l'ancienneté, l'effet du coût est fortement réduit. La baisse s'accroît lorsque l'on étend encore la liste des variables de contrôle pour prendre en compte les effets du diplôme et du salaire. Les estimations sont faiblement modifiées lorsque des indicatrices d'âge croisées avec les sous-périodes sont introduites (colonne 5). En revanche, la variable de coût n'est plus significative lorsque l'on tente de prendre en compte les effets de sélectivité en contrôlant par quatre indicatrices de période d'embauche (colonne 6) (15). Pour les femmes, les coefficients estimés pour $C(a)$ ne sont jamais significatifs.

Le graphique V fait figurer pour chaque période du dispositif le taux de licenciement observé et celui que l'on peut recalculer à partir des estimations (modèle 3, pour les hommes) comme étant celui qui aurait été observé en l'absence du dispositif. Un tel calcul est bien sûr uniquement indicatif et donné dans le seul but de fournir un ordre de grandeur. Ce graphique montre

d'abord l'effet de « montée en charge » du dispositif : juste avant l'entrée dans le dispositif, le taux de licenciement augmente du fait des anticipations de coût de licenciement croissant ; on observe alors un taux de licenciement plus élevé en présence du dispositif (à 54 ans entre 1987 et 1991 ; à 49 ans ensuite). La progressivité du barème de 1992-1998 pour la tranche d'âge 50-55 ans a aussi pour effet de limiter l'écart entre les taux avec et sans dispositif. Enfin, l'écart entre les deux taux de licenciement prédits avec et sans contribution est limité. Ce n'est, là encore, que pour le dispositif de 1999 que l'on observe des différences importantes du fait de la dégressivité du barème aux âges élevés. Au total, l'effet de la contribution Delalande apparaît relativement faible et ne suffit pas, en tout cas, à aplanir le profil croissant avec l'âge des licenciements.

15. On pourrait ainsi être tenté d'interpréter l'effet de baisse des licenciements comme la manifestation d'un effet de sélection : les taux de licenciements baissent aux âges élevés car on a sélectionné des individus ayant peu de chance d'être licenciés à cet âge. Néanmoins cette interprétation pose problème car, dans ces conditions, on s'attendrait à ce que les coefficients des variables indicatrices d'embauche sur les périodes Delalande aient un signe négatif. Les résultats (non reportés ici) montrent, au contraire, que ces salariés ont plus de chances d'être licenciés.

Tableau 6
Régression de la variable de licenciement sur la variable de coût de la contribution Delalande et sa variation anticipée

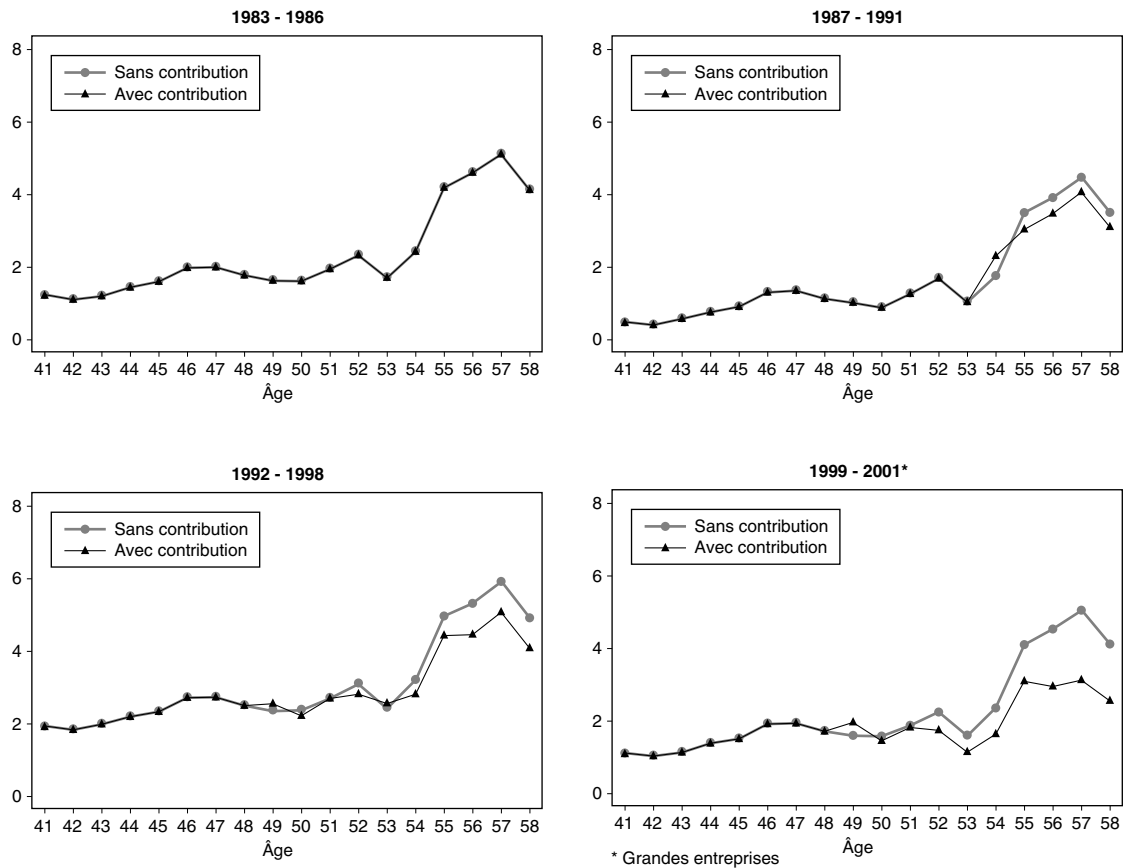
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Hommes						
Nombre d'observations	95 943	95 943	95 943	95 943	95 943	95 943
Coût de la contribution Delalande $C(a)$	- 0,0037 (0,0005)	- 0,0019 (0,0005)	- 0,0013 (0,0005)	- 0,0013 (0,0005)	- 0,0017 (0,0006)	- 0,0008 (0,0005)
Variation anticipée du coût de la contribution Delalande $\Delta C(a)$	0,0022 (0,0015)	0,0024 (0,0015)	0,0021 (0,0015)		0,0023 (0,0017)	0,0019 (0,0015)
Femmes						
Nombre d'observations	55 193	55 193	55 193	55 193	55 193	55 193
Coût de la contribution Delalande $C(a)$	- 0,0013 (0,0008)	- 0,0002 (0,0008)	0,0001 (0,0079)	0,0002 (0,0008)	0,0002 (0,0009)	0,0003 (0,0008)
Variation anticipée du coût de la contribution Delalande $\Delta C(a)$	0,0025 (0,0024)	0,0027 (0,0024)	0,0024 (0,0023)		0,0009 (0,0026)	0,0024 (0,0023)

(1) : régression des licenciements sur les indicatrices d'âge, de période et les deux variables d'intérêt ; régression sur les 40 ans et plus.
(2) : même régression que (1) avec comme contrôles supplémentaires un polynôme d'ordre trois de l'ancienneté et trois indicatrices de diplôme.
(3) : même régression que (2) avec comme contrôles supplémentaires un polynôme d'ordre deux du salaire, dix variables de secteur, quatre variables d'occupation, trois indicatrices de taille d'établissement, sept variables de région, trois variables de taille de commune, une variable de coût de licenciement, une variable de variation du coût de licenciement, une indicatrice d'ancienneté inférieure à 1 an et une indicatrice d'ancienneté inférieure à 2 ans.
(4) : même régression que (3) mais seulement sur le niveau du coût du Delalande.
(5) : même régression que (3) mais en introduisant des indicatrices d'âge distinctes avant et après 1998.
(6) : même régression que (3) mais avec trois indicatrices correspondant aux régimes d'embauche : (i) entre 1987 et 1991 ; (ii) moins de 50 ans à l'embauche, à partir de 1992 (jusqu'à 1998 seulement pour les entreprises de plus de 50 salariés) ; (iii) moins de 50 ans à l'embauche, à partir de 1999, dans les entreprises de plus de 50 salariés.

Lecture : dans chaque modèle, les écarts-types corrigent l'autocorrélation des résidus introduite par le fait que certains individus sont observés deux fois, le panel de l'enquête Emploi tournant sur trois ans et permettant d'observer en principe deux transitions.

Graphique V

Comparaison des taux de licenciement estimés avec et en l'absence de dispositif – Hommes



Sources : enquêtes Emploi, Insee, calculs des auteurs.

Différents tests de robustesse de ces résultats peuvent être envisagés (cf. annexe 3). À la différence de l'effet sur les embauches, l'ampleur de l'effet sur les licenciements estimé dépend des hypothèses faites sur la spécification du modèle et sur les groupes comparés.

*
* *

La contribution Delalande a été créée en 1987 et a connu, depuis, de nombreuses modifications avec une extension de son champ en 1992 et une augmentation considérable de son montant en 1999, avant de voir son champ restreint en 2003. Ce type de mesure est susceptible d'agir à la fois sur les décisions d'embauche et sur celles de licenciement. L'effet sur les licenciements doit, en outre, être décomposé puisqu'il comporte l'effet de rétention (effet visé) mais aussi un effet d'accélération des licenciements (effet d'entrée de seuil, usuel dans ce type de dispositif).

L'effet non souhaité d'un dispositif tel que la contribution Delalande est de dissuader les embauches, d'autant plus fortement que les personnes sont susceptibles d'entrer rapidement dans le champ de la mesure. Il semble bien que c'est ce qu'on observe par l'analyse d'une discontinuité introduite dans le dispositif en 1992 : lorsqu'ils sont exonérés de la taxe, les chômeurs de plus de 50 ans voient leurs chances de retour à l'emploi s'améliorer, ce qui semble attester qu'ils subissaient auparavant un effet de restriction des embauches. D'autres changements institutionnels ciblés sur les plus de 50 ans seraient susceptibles d'expliquer une amélioration de leur situation relative, en particulier le développement de contrats aidés du secteur marchand. Les résultats obtenus tendent pourtant à montrer que ces contrats aidés n'expliquent pas le changement observé. En l'absence d'autres explications, l'analyse de la réforme de 1992 semble donc bien mettre en évidence l'effet de restric-

tion des embauches induit par la contribution Delalande.

Les résultats concernant l'effet sur les licenciements mettent en évidence, pour les hommes, les deux effets auxquels on s'attend : d'une part un effet de rétention et d'autre part un effet d'arbitrage inter-temporel (ou effet de seuil d'entrée) pouvant contribuer à accélérer les licenciements. L'effet de seuil d'entrée apparaît particulièrement important avec le premier dispositif. L'effet de rétention est relativement faible et ne devient notable qu'avec le dernier dispositif. Les résultats obtenus sont néanmoins assez dépendants du modèle statistique choisi et très hétérogènes d'un groupe à l'autre. Pour les femmes, les résultats sont particulièrement fragiles : on ne parvient pas à mettre en évidence d'effets cohérents de la contribution Delalande sur de nombreuses populations. Cette fragilité des résultats incite à la prudence. En définitive, il semble raisonnable de conclure qu'en dépit du grand nombre d'observations dont on dispose, les effets de la contribution Delalande sur les licenciements des travailleurs âgés sont trop faibles pour pouvoir être décelés de façon satisfaisante ou qu'ils sont du moins impossibles à séparer des effets concomitants d'autres politiques en direction des salariés âgés.

Ces résultats ne permettent pas une évaluation globale de l'impact de la contribution Delalande

sur l'emploi, l'effet de restriction des embauches étant, en particulier, identifié sur un changement ponctuel et spécifique du dispositif. Néanmoins, ils suggèrent une assez forte sensibilité des décisions d'embauche aux coûts de licenciement futurs anticipés, et une moindre sensibilité des décisions de licenciement. Ce résultat serait compatible avec l'hypothèse que les entreprises françaises réalisent l'essentiel de leurs ajustements de main-d'œuvre par les embauches et n'utilisent les licenciements que lorsqu'elles ont épuisé les autres modes d'ajustement de leur effectif (Abowd et Kramarz, 2003 ; Cahuc, 2003) ; dans cette situation de dernier recours, elles manifesteraient une sensibilité réduite aux incitations financières liées à la protection de l'emploi.

D'importants prolongements restent souhaitables. En premier lieu, une évaluation globale du dispositif requiert un modèle structurel du marché du travail afin de prendre en compte les effets macroéconomiques – le prix à payer étant sans doute de s'appuyer sur des estimations moins convaincantes des paramètres clés. En second lieu, il est souhaitable de vérifier la robustesse des résultats obtenus en utilisant d'autres sources : panel plus important de chômeurs pour étudier l'effet de restriction des embauches, données d'entreprises pour analyser les décisions de licenciement. □

Les auteurs remercient tout particulièrement David Blau, deux rapporteurs anonymes, ainsi que les participants au séminaire interne du Crest, au Lunch Seminar Jourdan et au séminaire de recherche de l'Insee. Toute erreur reste de leur responsabilité.

BIBLIOGRAPHIE

Abowd J. et Kramarz F. (2003), « The costs of hiring and separation », *Labour Economics*, vol. 10, n° 5, pp. 499-230.

Anderson P. et Meyer B. (1997), « Unemployment Insurance, Take-up Rates and the After Tax Value of Benefits », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 3, pp. 913-937.

Anglaret D. (2004), « Poursuite de la baisse des préretraites en 2002 », *Premières informations et premières synthèses*, n° 04.1, Dares.

Anderson P. et Meyer B. (2000), « The Effects of the Unemployment Insurance Payroll Tax on Wages, Employment, Claims and Denials », *Journal of Public Economics*, vol. 78, n° 1-2, pp. 81-106.

Aubert P. (2003), « Les quinquagénaires dans l'emploi salarié privé », *Économie et Statistique*, n° 368, dossier *Les travailleurs âgés face à l'emploi*, pp. 65-94.

Aubert P. et Crépon B. (2003), « La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation », *Économie et Statistique*, n° 368, dossier *Les travailleurs âgés face à l'emploi*, pp. 95-119.

- Batisttin E. et Rettore E. (2003)**, « Another Look at the Regression Discontinuity Design », Cemmap Working Paper, n° 0103.
- Behaghel L. (2003)**, « La protection de l'emploi des travailleurs âgés en France : une étude de la contribution Delalande », *mimeo*, Crest.
- Blanchard O. et Landier A. (2001)**, « The Perverse Effects of Partial Labor Market Reform: Fixed Duration Contracts in France », NBER Working Paper, n° 8219.
- Blanchard O. et Tirole J. (2003)**, « Protection de l'emploi et procédures de licenciement », Rapport du Conseil d'Analyse Économique.
- Blanchet D. et Marioni P. (1996)**, « L'activité après 55 ans : évolutions récentes et éléments de prospective », *Économie et Statistique*, n° 300, dossier *Projections de population active et participation au marché du travail*, pp. 105-119.
- Bommier A., Magnac T. et Roger M. (2001)**, « Départs en retraite : évolutions récentes et modèles économiques », *Revue française d'économie*, vol. XVI, n° 1, pp. 79-124.
- Bommier A., Magnac T. et Roger M. (2003)**, « Le marché du travail à l'approche de la retraite entre 1982 et 1999, évolutions et évaluations », *Revue française d'économie*, vol. XVIII, n° 1, pp. 23-82.
- Cahuc P. (2003)**, « Pour une meilleure protection de l'emploi », rapport à la Chambre de Commerce et d'Industrie de Paris.
- Cahuc P. et Malherbet F. (2004)**, « Unemployment Compensation Finance and Labor Market Rigidity », *Journal of Public Economics*, vol. 88, n° 3-4, pp. 481-501.
- CCIP (2001)**, « Pour la suppression de la Contribution Delalande », rapport de Madame Paulette Gassman à la Chambre de Commerce et d'Industrie de Paris, adopté par l'Assemblée générale du 12 avril 2001.
- Crépon B., Deniau N. et Perez-Duarte S. (2003)**, « Productivité et salaire des salariés âgés », *Revue française d'économie*, vol. XVIII, n° 1, pp. 157-177, et Quinzième Congrès des Économistes belges de Langue française, Commission n° 4, chapitre 10.
- Fougère D. et Kamionka T. (1992)**, « Un modèle markovien du marché du travail », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 27, pp. 149-188.
- Fougère D. et Margolis D. (2001)**, « Moduler les cotisations employeurs à l'assurance chômage : les expériences de bonus-malus aux États-Unis », *Revue française d'économie*, vol. XV, n° 2, pp. 3-76.
- Goux D., Maurin É. et Pauchet M. (2001)**, « Fixed-Term Contracts and the Dynamics of Labour Demand », *European Economic Review*, vol. 45, n° 3, pp. 533-552.
- Hahn J., Van der Klauw W. et Todd P. (2001)**, « Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design », *Econometrica*, vol. 69, n° 1, pp. 201-209.
- Kugler A., Jimeno J.F. et Hernanz V. (2002)**, « Employment Consequences of Restrictive Permanent Contracts: Evidence from Spanish Labor Market Reforms », IZA Working Paper, n° 657.
- Mortensen D.T. et Pissarides C.A. (1994)**, « Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment », *Review of Economic Studies*, vol. 61, n° 3, pp. 397-415.
- Mortensen D.T. et Pissarides C.A. (1999)**, « Unemployment Responses to "Skill-Biased" Technology Shocks: The Role of Labour Market Policy », *Economic Journal*, vol. 109, Issue 455, pp. 242-265.
- Nickell S. (1997)**, « Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 3, pp. 55-74.
- OCDE (1999)**, « Protection de l'emploi et performance du marché du travail », in *Perspectives de l'emploi*, OCDE, chapitre 2.

ESTIMATION DE L'EFFET SUR LES EMBAUCHES À PARTIR DU CALENDRIER D'ACTIVITÉ MENSUEL DE L'ENQUÊTE EMPLOI

L'analyse de l'effet sur les embauches repose sur les transitions entre chômage et emploi (CDI du privé) observées dans des fenêtres aussi resserrées que possible autour de juillet 1992 et de l'âge de 50 ans. Pour cela, une alternative aux transitions annuelles est le calendrier rétrospectif mensuel, dans lequel la personne enquêtée retrace son statut d'emploi pour les 12 mois précédents.

L'utilisation de cette source présente deux inconvénients : elle n'est disponible qu'à partir de l'enquête de janvier 1990 (soit, par les questions rétrospectives, à partir de janvier 1989) et pose, comme toute information rétrospective, des problèmes accrus d'erreur de mesure. Néanmoins, les avantages sont aussi réels : l'information permet de mieux représenter les périodes de chômage courtes (transitions infra-annuelles) et de dater au mois près les transitions, que ce soit par rapport au changement de juillet 1992, au seuil de 50 ans ou à l'ancienneté dans le chômage (1). Il est donc apparu intéressant de reconduire les analy-

ses, en reproduisant pour ces transitions mensuelles les tableaux 2 et 3 du texte. Les fourchettes d'âge sont à présent jointives : de 49 ans à 49 ans et 11 mois vs 50 ans à 50 ans et 11 mois, etc. (cf. tableaux A et B)

Les résultats sont quantitativement très proches de ceux obtenus sur données annuelles, une fois qu'on a pris en compte le fait qu'il s'agit de taux mensuels et non plus annuels. En revanche, ils sont moins précisément estimés (les effets en double différence ne sont plus significatifs au seuil de 5 %), ce qui pourrait s'expliquer par le raccourcissement de la fenêtre temporelle (à partir de 1989 seulement) et par des problèmes d'erreur de mesure.

1. On peut ainsi restreindre précisément la population étudiée aux chômeurs de plus de trois mois d'ancienneté dans le chômage, pour lesquels l'exonération s'applique – dans la mesure du moins où les variables utilisées sont correctement renseignées, ce qui n'est pas toujours le cas.

Tableau A
Analyse des taux de transition du chômage vers l'emploi privé – Calendrier mensuel – Hommes

	Sans contrôles			Avec contrôles		
	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans
Avant 1992, moins de 50 ans	2,18 <i>0,53</i>	2,39 <i>0,31</i>	2,24 <i>0,23</i>	2,15 <i>0,53</i>	2,40 <i>0,31</i>	2,21 <i>0,23</i>
Avant 1992, plus de 50 ans	2,60 <i>0,53</i>	1,63 <i>0,23</i>	1,48 <i>0,17</i>	2,69 <i>0,52</i>	1,71 <i>0,23</i>	1,53 <i>0,17</i>
Après 1992, moins de 50 ans	1,40 <i>0,13</i>	1,56 <i>0,08</i>	1,59 <i>0,06</i>	1,37 <i>0,13</i>	1,55 <i>0,08</i>	1,58 <i>0,06</i>
Après 1992, plus de 50 ans	1,64 <i>0,15</i>	1,51 <i>0,08</i>	1,40 <i>0,06</i>	1,65 <i>0,15</i>	1,51 <i>0,08</i>	1,41 <i>0,06</i>
Avant 1992, différence moins de 50 ans/plus de 50 ans	- 0,41 <i>0,73</i>	0,76 <i>0,39</i>	0,76 <i>0,28</i>	- 0,54 <i>0,74</i>	0,68 <i>0,38</i>	0,68 <i>0,28</i>
Après 1992, différence moins de 50 ans/plus de 50 ans	- 0,24 <i>0,19</i>	0,05 <i>0,12</i>	0,19 <i>0,09</i>	- 0,28 <i>0,19</i>	0,03 <i>0,12</i>	0,18 <i>0,09</i>
Différence de différence	0,18 <i>0,76</i>	- 0,71 <i>0,40</i>	- 0,57 <i>0,30</i>	0,26 <i>0,76</i>	- 0,65 <i>0,40</i>	- 0,50 <i>0,3</i>
Nombre d'observations	2 111	4 793	7 585	2 111	4 793	7 585

Lecture : il s'agit d'une estimation de doubles différences par étape. Le premier chiffre correspond à l'estimateur (de la moyenne ou de la différence) ; l'écart-type figure dessous en italique. Les taux de transition sont mensuels et exprimés en %. La population étudiée comporte l'ensemble des chômeurs de plus de trois mois d'ancienneté. Les variables de contrôle introduites sous forme d'indicatrices sont la taille de la commune et le diplôme. Les écarts-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus. Sources : enquêtes Emploi, Insee, calculs des auteurs.

Tableau B

Analyse des taux de transition du chômage vers l'emploi privé – Calendrier mensuel – Femmes

	Sans contrôles			Avec contrôles		
	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans	48-51 ans	46-53 ans	44-55 ans
Avant 1992, moins de 50 ans	2,5 <i>0,5</i>	1,6 <i>0,2</i>	1,6 <i>0,2</i>	2,6 <i>0,5</i>	1,7 <i>0,2</i>	1,6 <i>0,2</i>
Avant 1992, plus de 50 ans	1,3 <i>0,4</i>	1,0 <i>0,2</i>	0,9 <i>0,1</i>	1,3 <i>0,4</i>	1,0 <i>0,2</i>	0,9 <i>0,1</i>
Après 1992, moins de 50 ans	1,3 <i>0,1</i>	1,3 <i>0,1</i>	1,3 <i>0,1</i>	1,3 <i>0,1</i>	1,3 <i>0,1</i>	1,3 <i>0,1</i>
Après 1992, plus de 50 ans	1,2 <i>0,1</i>	1,0 <i>0,1</i>	0,8 <i>0,1</i>	1,2 <i>0,1</i>	1,0 <i>0,1</i>	0,8 <i>0,1</i>
Avant 1992, différence moins de 50 ans/plus de 50 ans	1,3 <i>0,7</i>	0,7 <i>0,3</i>	0,7 <i>0,2</i>	1,3 <i>0,7</i>	0,7 <i>0,3</i>	0,7 <i>0,2</i>
Après 1992, différence moins de 50 ans/plus de 50 ans	0,1 <i>0,2</i>	0,3 <i>0,1</i>	0,5 <i>0,1</i>	0,2 <i>0,2</i>	0,3 <i>0,1</i>	0,5 <i>0,1</i>
Différence de différence	- 1,1 <i>0,7</i>	- 0,4 <i>0,3</i>	- 0,2 <i>0,2</i>	- 1,1 <i>0,7</i>	- 0,3 <i>0,3</i>	- 0,2 <i>0,2</i>
Nombre d'observations	2 160	4 977	7 908	2 160	4 977	7 908

Lecture : il s'agit d'une estimation de doubles différences par étape. Le premier chiffre correspond à l'estimateur (de la moyenne ou de la différence) ; l'écart-type figure dessous en italique. Les taux de transition sont mensuels et exprimés en %. La population étudiée comporte l'ensemble des chômeurs de plus de trois mois d'ancienneté. Les variables de contrôle introduites sous forme d'indicatrices sont la taille de la commune et le diplôme. Les écarts-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des résidus. Sources : enquêtes Emploi, Insee, calculs des auteurs.

EMPLOIS AIDÉS DU SECTEUR MARCHAND ET TRAVAILLEURS DE PLUS DE 50 ANS À PARTIR DE 1989

Dispositif	Public		Public prioritaire	
	Champ (1)	Mesures générales	Champ	Mesures spécifiques
Contrat de retour à l'emploi I (1989)	- RMIstes - Chômeurs de longue durée (CLD) en ASS	- Exonération de cotisations sociales patronales (6 mois) - aide forfaitaire de 9 000 francs	X	X
Contrat de retour à l'emploi II (1990-1995)	- RMIstes - Chômeurs de longue durée (plus d'un an) ou en ASS (2) - Handicapés - depuis 1992 : chômeurs de plus de 50 ans avec plus de 3 mois de chômage	- Exonération de cotisations sociales patronales (9 mois maximum) - Aide à la formation (annexe au contrat)	- Chômeurs de longue durée de plus de 50 ans	- Aide forfaitaire de 10 000 francs - Exonération de cotisations sociales patronales pérenne
			- RMIstes - Chômeurs de très longue durée (plus de 3 ans) - Depuis 1991 : handicapés	- Aide forfaitaire de 10 000 francs - Exonération de cotisations patronales pendant 18 mois
Contrat initiative emploi I (juillet 1995-septembre 1996)	- RMIstes - Chômeurs de longue durée (plus d'un an) ou en ASS - Handicapés - Chômeurs de plus de 50 ans	- Aide forfaitaire de 2 000 francs par mois (24 mois maximum) - Exonération de cotisations sociales patronales sur la partie de salaire n'excédant pas le Smic (24 mois maximum) - Aide à la formation	- Plus de 50 ans qui sont également chômeurs de longue durée (plus d'un an), ou au RMI depuis plus de 12 mois, ou handicapés	- Exonération de cotisations sociales patronales pérenne
Contrat initiative emploi II (septembre 1996)	- RMIstes - Chômeurs de longue durée (plus d'un an) ou en ASS - Handicapés - Chômeurs de plus de 50 ans - Jeunes de moins de 26 ans sans diplôme (niveau V ^{bis} ou VI)	- Exonération de cotisations sociales patronales sur la partie de salaire n'excédant pas le Smic (24 mois maximum) - Aide à la formation	- Plus de 50 ans qui sont également chômeurs de longue durée (plus d'un an), ou au RMI depuis plus de 12 mois, ou handicapés	- Prime de 2 000 francs par mois - Exonération de cotisations sociales patronales pérenne
			- Chômeurs de très longue durée (plus de 3 ans) - RMIstes de plus de 12 mois - Handicapés - Moins de 26 ans	- Prime de 2 000 francs par mois
			- Chômeur au chômage depuis 24 à 36 mois	- Prime de 1 000 francs par mois
1. Il s'agit dans tous les cas de dispositifs ouverts à la fois aux CDD et aux CDI (pour les CDD, l'exonération de charges s'entend alors pour la durée du contrat). Les dispositifs sont incompatibles avec toute autre forme d'aide à l'emploi. 2. L'ASS correspond au régime de solidarité de l'indemnisation du chômage.				

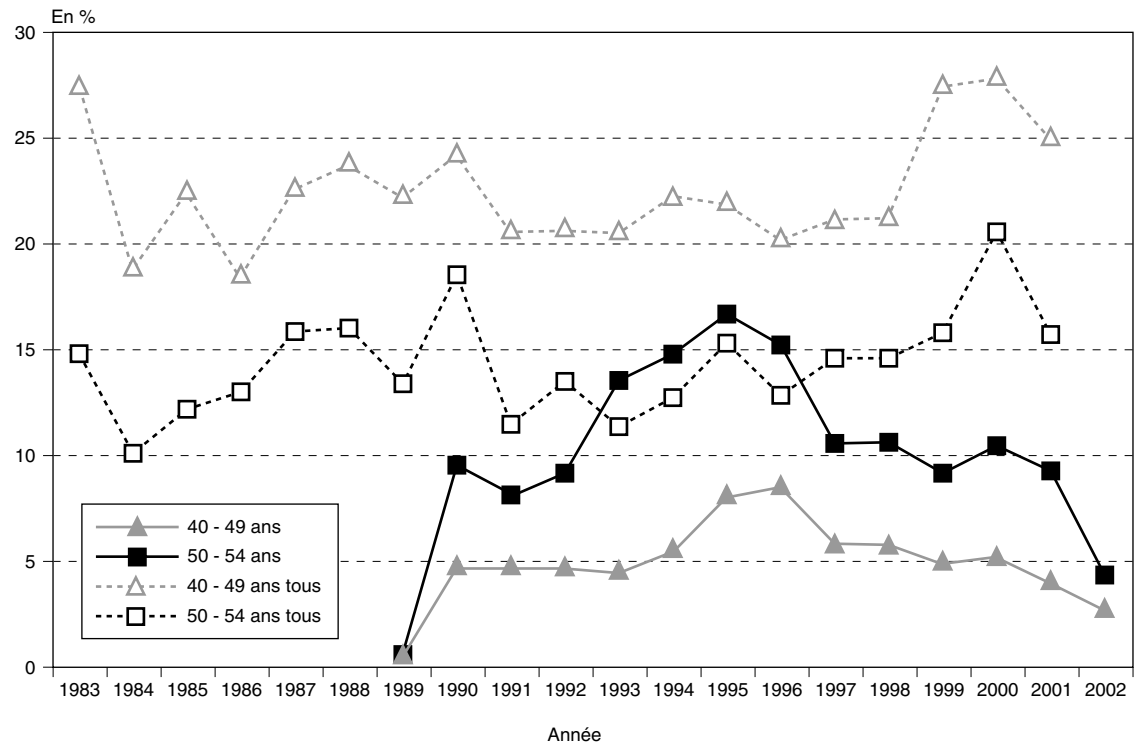
Sources : Bilan de l'emploi et Bilan de la politique de l'emploi, Dares.

Le graphique suivant donne le taux de retour à l'emploi des chômeurs en contrats aidés : ce taux a été calculé en rapportant le nombre total de nouveaux contrats signés, issu de sources administratives, au nombre de chômeurs présents dans les différentes classes d'âge selon l'enquête *Emploi*. Ce taux est comparé au taux de retour à l'emploi des chômeurs, tout type de contrat (du privé) confondus. *A priori*, il aurait été préférable de mesurer les entrées en contrat aidé à partir de l'enquête *Emploi* mais la variable « stage », supposée identifier les CER-CIE, est très mal renseignée par les individus qui identifient vraisemblablement mal la mesure (1). On constate que les contrats aidés représentent une fraction très conséquente des retours à l'emploi privé pour les plus de 50 ans même si le dénominateur est mesuré avec erreur (2). Ce graphique montre qu'il n'est pas possible d'ignorer l'effet des contrats aidés sur les chances de retour à l'emploi des plus et des moins de 50 ans.

1. Les CER-CIE constituent essentiellement une mesure d'abaissement de charges, perceptible pour l'employeur mais non pour l'employé. On en trouve moins de 70 entre 1990 et 2001 dans la classe d'âge 45-54 ans, soit environ 2 000 pour la population totale, en tenant compte d'un taux de sondage de 300 en moyenne dans l'enquête *Emploi* : c'est très inférieur aux chiffres disponibles par ailleurs.

2. Les personnes éligibles aux CRE-CIE ne comprennent pas uniquement les chômeurs mais aussi les titulaires de minima sociaux (RMI, AAH notamment). Ces personnes sont mal identifiées dans l'enquête *Emploi*, certaines se déclarant chômeurs et d'autres inactives. Le stock de chômeurs issu de l'enquête *Emploi* sous-estime donc le public potentiellement éligible, ce qui explique que, certaines années (1993-1996), les taux de retour en contrats aidés apparaissent plus élevés que les taux de retour tous contrats confondus pour les chômeurs de 50-54 ans.

Taux de retour du chômage en contrats aidés du secteur marchand (CRE/CIE) et tout type de contrats confondus



Lecture : en traits pleins figurent les taux annuels de retour du chômage vers des contrats aidés du secteur marchand (CRE-CIE). Le numérateur (nombre de nouveaux CER-CIE) est tiré de statistiques de la Dares ; le dénominateur correspond au nombre de chômeurs estimé avec l'enquête Emploi. En traits pointillés figurent les taux annuels de retour à l'emploi, tout type de contrats confondus, estimés à partir de l'enquête Emploi.
Sources : statistiques Dares ; enquête Emploi, Insee, calculs des auteurs.

ROBUSTESSE DE L'ESTIMATION DE L'EFFET SUR LES LICENCIEMENTS

Comme pour l'effet sur les embauches, on examine la robustesse à la spécification du modèle en estimant un modèle *probit* et un modèle *logit*. Les résultats sont présentés dans le tableau A. À l'inverse de ce qui prévalait pour l'effet sur les embauches, les résultats sont affectés par le choix du modèle, non seulement en termes de significativité mais aussi dans le signe des coefficients. Ainsi pour les hommes, la spécification *logit* correspondant à la régression (3) du tableau 6 conduit à des coefficients dont aucun n'est significatif. En outre le coefficient de la variation de coût anticipée devient négatif, ce qui est contraire à ce que l'on attend. La régression *probit* conduit à des coefficients qui ont le signe attendu mais ne sont plus significatifs.

Retour sur la spécification

Bien qu'il permette de capter les effets potentiellement contradictoires du niveau et de la progression du barème, le modèle simple sur lequel est fondée la spécification retenue comporte de nombreuses limites. D'un point de vue théorique, c'est tout le barème de la contribution qui intervient de façon complexe sur le risque de licenciement à chaque âge. Il est alors intéressant d'essayer une spécification alternative, beaucoup plus flexible, à partir d'un constat partiel simple : les effets de la réforme de 1999 prédisent, sans ambiguïté, une baisse des licenciements pour les 56-58 ans dans les entreprises de plus de 50 salariés. En effet, les évolutions du niveau et de la progression du barème vont dans le même sens : le niveau de la contribution augmente, et la taxe devient décroissante avec l'âge. Tout concourt donc à une rétention accrue des travailleurs de plus de 56 ans. Il est donc possible de se fixer sur cette prédiction en « forme réduite », qui ne nécessite aucune hypothèse structurelle, et devrait donc être particulièrement robuste. Les deux approches sont complémentaires, dans la mesure où la première approche, plus structurelle, permet, si elle est correcte, de bien utiliser l'information disponible – tandis que l'approche réduite a l'avantage de la robustesse en utilisant un minimum d'information.

Il est possible de tester la prédiction d'une baisse des licenciements des plus de 56 ans après 1999 de façon analogue à l'étude de l'effet sur les embauches, en double et triple différences. On peut d'abord utiliser la dimension inter-temporelle seulement : on mesure un profil de licenciement par âge avant 1999 pour les grandes entreprises ; les changements de ce profil après 1999 sont attribués à la contribution Delalande (modèle 1). On peut aussi utiliser la comparaison entre les entreprises de 20 à 49 salariés et celles de plus de 50 salariés : seules les secondes sont affectées par le changement en 1999 ; l'évolution relative de leur taux de licenciement pour les plus de 56 ans est attribué à la contribution Delalande (modèle 2). Enfin, il est possible de travailler en triple différences en utilisant la comparaison entre âges, périodes et tailles d'entreprise. On est alors capable de contrôler tout trend commun aux entreprises de grandes tailles par rapport aux entreprises de petite taille, et tout trend commun aux salariés de plus de 56 ans par rapport aux autres. N'est attribué à la contribution Delalande qu'un trend spécifique aux salariés de plus de 56 ans dans les entreprises de plus de 50 salariés (modèle 3). On le voit, cette dernière spécification semble la plus robuste : en particulier, elle est compatible avec une demande de travail selon l'âge cyclique (à partir du moment où cette cyclicité est la même pour les entreprises de plus et de moins de 50 salariés).

Le tableau B présente les résultats. Le coefficient se lit directement comme l'évolution du taux de licenciement attribuée au renforcement de la contribution Delalande en 1999. Pour les hommes, les coefficients estimés indiquent que le taux de licenciement a baissé d'environ 0,6-0,9 point de pourcentage. Cependant, si les différentes spécifications sont relativement cohérentes entre elles, aucune n'est statistiquement significative au seuil de 5 %. Selon le modèle (3), on peut dire, avec une confiance à 95 %, que le taux de licenciement a au mieux baissé de 2,8 points, et au pire augmenté de 1,3 point. Pour les femmes, les écarts-types sont encore plus élevés et on ne peut guère en tirer de conclusions.

Tableau A
Sensibilité des résultats à la spécification du modèle

Spécification	Hommes		Femmes	
	<i>logit</i>	<i>probit</i>	<i>logit</i>	<i>probit</i>
C(a)	- 0,018 (0,016)	- 0,006 (0,007)	0,023 (0,020)	0,010 (0,009)
$\Delta C(a)$	- 0,024 (0,035)	0,004 (0,017)	0,030 (0,051)	0,018 (0,024)

Lecture : estimation de l'effet des deux composantes de la contribution Delalande sur la probabilité de licenciement dans des modèles *logit* et *probit*. Les contrôles sont les mêmes que dans le modèle (3) de probabilité linéaire du tableau 6 : indicatrices d'âge et de période, polynôme d'ordre trois de l'ancienneté, trois indicatrices de diplôme, polynôme d'ordre deux du salaire, dix variables de secteur, quatre variables d'occupation, trois indicatrices de taille d'établissement, sept variables de région, trois variables de taille de commune, une variable de coût de licenciement, une variable de variation du coût de licenciement, une indicatrice d'ancienneté inférieure à un an et une indicatrice d'ancienneté inférieure à deux ans.

Sources : enquêtes Emploi, Insee, calculs des auteurs.

Cette approche en forme réduite montre ses limites : introduisant peu de structure dans les données, elle fournit des estimations imprécises de l'effet de la réforme de 1999. Qualitativement, elle confirme cepen-

dant les résultats de l'approche précédente : l'effet de la contribution apparaît relativement faible chez les hommes, et sa mise en évidence est peu robuste ; pour les femmes, on ne parvient pas à mettre d'effet en évidence.

Tableau B
Approche en double et triple différences

	Hommes			Femmes		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Effet du dispositif 1999 sur les 56-58 ans	- 0,0059 (0,0079)	- 0,0088 (0,0135)	- 0,0069 (0,0106)	0,012 (0,015)	- 0,003 (0,022)	0,003 (0,018)
Nombre d'observations	26 926	4 224	49 368	14 572	2 208	30 861
(1) : régression seulement au sein des entreprises de plus de 50 salariés ; l'effet de la contribution est identifié par le changement de barème en 1999. (2) : régression seulement parmi les salariés de 56-58 ans ; l'effet de la contribution est identifié par l'opposition entre grandes et petites entreprises. (3) : régression sur tous les âges et toutes les tailles d'entreprises, en introduisant comme contrôles supplémentaires les indicatrices de taille et d'âges croisées avec la période (après 1999).						

Lecture : la variable expliquée est l'indicatrice de licenciement ; on se situe dans un modèle de probabilité linéaire. Chaque colonne reporte le coefficient sur l'indicatrice correspondant aux salariés de 56-58 ans, après 1999 et dans les entreprises de plus de 50 salariés. Dans tous les cas sont introduits, lorsqu'ils sont pertinents, les mêmes contrôles qu'au tableau 7, colonne (3).