

La protection des emplois en France et ses effets différenciés selon l'âge : Une évaluation quantitative structurelle

Dalloz | *Revue d'économie politique*

2009/1 - Volume 119

pages 41 à 70

ISSN 0373-2630

Article disponible en ligne à l'adresse:

<http://www.cairn.info/revue-d-economie-politique-2009-1-page-41.htm>

Pour citer cet article :

"La protection des emplois en France et ses effets différenciés selon l'âge : Une évaluation quantitative structurelle", *Revue d'économie politique*, 2009/1 Volume 119, p. 41-70.

Distribution électronique Cairn.info pour Dalloz.

© Dalloz. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Cet article est disponible en ligne à l'adresse :

http://www.cairn.info/article.php?ID_REVUE=REDP&ID_NUMPUBLIE=REDP_191&ID_ARTICLE=REDP_191_0041

La protection des emplois en France et ses effets différenciés selon l'âge : Une évaluation quantitative structurelle

par Arnaud CHÉRON

| Dalloz | *Revue d'économie politique*

2009/1 - Volume 119

ISSN 0373-2630 | pages 41 à 70

Pour citer cet article :

—Chéron A., La protection des emplois en France et ses effets différenciés selon l'âge : Une évaluation quantitative structurelle, *Revue d'économie politique* 2009/ 1, Volume 119, p. 41-70.

Distribution électronique Cairn pour Dalloz.

© Dalloz. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

La protection des emplois en France et ses effets différenciés selon l'âge : Une évaluation quantitative structurelle

Arnaud Chéron*

Ce papier propose une évaluation structurelle de l'incidence du système de protection des emplois en France sur la dynamique par âge du marché du travail. Nous considérons les grandes caractéristiques institutionnelles de ce système, avec notamment la dualité observée entre Contrats à Durée Déterminée et Contrats à Durée Indéterminée fortement protégés. Ces caractéristiques sont introduites dans un modèle d'équilibre de flux de créations et destructions des emplois avec un horizon fini des individus sur le marché du travail, inspiré des travaux de Chéron, Hairault et Langot [2007]. Notre étude met en évidence le rôle de la forme et du niveau de protection des emplois sur les créations/destructions d'emplois par âge. Une baisse de la protection peut intervenir via un recours plus aisé aux CDD et/ou une taxation plus faible des destructions de CDI. Globalement, nous montrons qu'une diminution de la protection des emplois est favorable à l'emploi des jeunes, mais au contraire s'avère très préjudiciable à l'emploi des seniors. Qui plus est, l'existence des CDD n'apparaît pas en mesure de favoriser l'emploi des jeunes dans un contexte où subsiste un effet de seuil important dans le coût de destruction d'un emploi. Notre étude plaide donc finalement pour une généralisation du CDI et le maintien d'une protection de l'emploi significative dont le niveau dépendrait de l'arbitrage en termes d'âges, c'est-à-dire d'autant plus faible (élevé) que les jeunes (seniors) constituent la « cible » privilégiée par la réforme.

emploi - âge - contrats de travail - coût de licenciement

Age-Differentiated Impact of Employment Protection legislation in France: A quantitative investigation

This paper examines the impact of employment protection legislation on the age-dynamics of the labor market. We distinguish short-term from long-term contracts with high firing costs into a life cycle model of the labor market with endogenous job creations and job destructions. We show that high employment protection improves the employment rate of older workers but reduces the employment rate of the youngest. However, short term contracts with low protection do not allow to increase the

* Correspondance: Avenue Olivier Messiaen, Faculté de Droit et de Sciences Economiques, 72085 Le Mans Cedex 9, France. E-mail: acheron@univ-lemans.fr
Université du Maine (GAINS-TEPP) et EDHEC

employment of young workers. In turn, we find that it would better to consider only one type of contracts and set the firing cost at a value as much lower (higher) as the reform is designed to increase the employment rate of the younger (older) workers.

employment - age - labor contracts - firing cost

Classification JEL: J2, J32

1. Introduction

La faiblesse de l'emploi des jeunes et des seniors en France renvoie simultanément à des sorties de l'emploi plus fréquentes et des sorties du non-emploi moins fréquentes que pour les âges médians (Tableau 1 – Prob(E>NE) et Prob(NE>E)). Face à ce constat, le système de protection de l'emploi français fait de façon récurrente l'objet de nombreuses interrogations (voir notamment les rapports de Blanchard et Tirole [2003] et Cahuc et Kramarz [2005]). Il s'agit en effet d'un système qualifié de « dual » qui combine une protection de l'emploi élevée concernant les emplois en CDI (contrats à durée indéterminée), tout en permettant, malgré *a priori* une législation restrictive, un recours important aux CDD (contrats à durée déterminée), plus particulièrement pour les jeunes. Près de la moitié des 20-24 ans en situation d'emploi le sont dans le cadre d'un CDD (Tableau 1 – Part CDD). Qui plus est, un jeune employé de 20-24 ans ne dispose que d'une chance sur cinq d'être en CDI un an plus tard, et cette probabilité décline même avec l'âge du travailleur (Tableau 1 – Prob(CDD>CDI)).

Tableau 1. Emploi et transitions annuelles sur le marché du travail Français

Tranches d'âge	Taux Emploi	Prob(E > NE)	Prob(NE > E)
16-19	0.07	0.10	0.06
20-24	0.38	0.14	0.16
25-49	0.88	0.05	0.23
50-54	0.83	0.04	0.08
55-59	0.62	0.12	0.02
60-64	0.13	0.39	0.01
	Part CDD	Prob(CDI > NE/ NE+CDD)	Prob(NE > CDI)
16-19	0.88	0.14/0.19	0.01
20-24	0.43	0.07/0.11	0.07
25-49	0.09	0.03/0.04	0.14
50-54	0.03	0.03/0.03	0.05
55-59	0.03	0.11/0.11	0.02
60-64	0.04	0.39/0.39	0.01

	Prob(CDD > CDI)	Prob(CDD > NE)	Prob(NE > CDD)
16-19	0.07	0.10	0.05
20-24	0.21	0.24	0.09
25-49	0.21	0.27	0.10
50-54	0.13	0.26	0.03
55-59	0.11	0.35	0.01
60-64	0.01	0.40	0.01

Source : Enquête Emploi 2002 (hommes, secteur privé) – Calculs de l'auteur

E : Emploi (CDI + CDD)

NE : Non-emploi (chômage + étudiant + retraité + formation prof.)

CDI : Salarié en contrat à durée non limitée

CDD : Salarié en contrat à durée déterminée + intérim

Prob(X>Y) : Probabilité d'avoir le statut Y en Mars 2002 sachant que l'individu avait le statut X en Mars 2001

Part CDD : Part des CDD dans l'emploi total

Les effets de la protection de l'emploi sont théoriquement ambigus. Il est aujourd'hui notamment bien établi que si les coûts de licenciement réduisent les destructions d'emplois, ils contribuent également à réduire les embauches (voir notamment Mortensen et Pissarides [1999]). La question des CDD pose également problème. Il existe d'importants « effets de seuil » liés à la transformation d'un CDD en CDI. Le coût d'un licenciement dans le cadre d'un CDI est en effet plus important que le coût associé à la fin d'un CDD. Les entreprises anticipant ce supplément de coût peuvent ne pas avoir intérêt à transformer certains CDD en CDI, et choisir de faire succéder différents CDD, éventuellement avec des employés différents. L'utilisation massive du CDD peut donc simultanément réduire les durées de chômage, tout en entraînant un surcroît de destructions, les entreprises souhaitant se prémunir de l'éventuel supplément de taxe (voir par exemple Cahuc et Postel-Vinay [2002] ou Blanchard et Landier [2002]). Ceci plaide en faveur de la mise en place d'un contrat unique (Cahuc et Kramarz [2005]).

Si, en règle général, les indemnités sont versées directement au travailleur¹, empiriquement, le coût d'un licenciement résulte pourtant plus des frais inhérents aux procédures de licenciement ainsi qu'aux dépenses (aléatoires) relatives aux contentieux². Les indemnités légales ne sont en effet égales qu'à 1 (resp. 2,7) mois de salaire pour un individu disposant de 5 (resp. 15) ans d'ancienneté (Jamet [2005]), alors que Kramarz et Michaud [2004] estiment à 8 mois du coût du travail au salaire médian (11 mois au niveau du salaire minimum) le coût global d'un licenciement. Théoriquement, le rôle des indemnités perçues par les employés est de plus incertain, voire neutre dans le cas de négociation salariale. Dans ce cas, les transferts anticipés par les travailleurs sont répercutés en baisse de salaire (voir Cahuc et Zylberberg [2004]), la politique de licenciement des entreprises étant de ce fait indépendante de leur niveau. Cette neutralité disparaît en présence de rigidités salariales (smic par exemple). Les statistiques précédemment dis-

1. Le cas de la taxe Delalande pour les seniors constitue une exception ; le produit de la taxe est ici versé à la caisse d'assurance chômage.

2. Ces dépenses renvoient notamment aux éventuelles transactions préalables ainsi qu'au coût de « procédure » et aux indemnités liées aux recours des employés auprès du Conseil des Prud'hommes.

cutées suggèrent néanmoins que la problématique des effets de seuil associés à la transformation des CDD en CDI renvoie principalement au coût « administratif » du licenciement. Blanchard et Tirole [2003] mettent principalement en cause l'incertitude et la « lourdeur » des procédures administratives de licenciement dans leur évaluation critique du dispositif français.³

A la lumière des différentes études auxquelles il a été fait référence, il semblerait donc pertinent de reconsidérer le cadre législatif de la protection des emplois en France, notamment en cherchant à limiter les effets de seuil dans le coût d'une destruction d'emploi, c'est-à-dire en tendant vers une uniformisation des contrats de travail. Dans cette perspective, on peut néanmoins s'interroger sur le niveau de protection à maintenir : le coût du licenciement doit-il resté significatif, proche de sa valeur actuelle, ou au contraire doit-on tendre vers la généralisation de CDD perpétuels ? De façon originale, ce papier souligne que la réponse à cette question dépend de la population considérée comme « prioritaire ». Nous montrons en effet que, en termes d'emplois, les seniors (jeunes) sont favorisés (pénalisés) par la taxation des licenciements.

Plus généralement, ce papier vise à conduire une évaluation structurelle des effets différenciés en termes d'âge du système de protection de l'emploi français, à partir d'un modèle structurel. Les évaluations de ce système ont jusqu'alors été réalisées dans un cadre à horizon de vie infini, négligeant *de facto* la « dimension âge » ; tel est le cas pour la France notamment des études de Cahuc et Postel-Vinay [2002] et Cahuc et Carcillo [2006].⁴ Chéron, Hairault et Langot [2007] ont déjà montré théoriquement qu'il existe un biais à analyser la protection des emplois en négligeant l'existence d'un horizon de vie fini des individus sur le marché du travail, conduisant à sous-estimer ses bienfaits en matière de réduction des licenciements. Il apparaît en effet que l'instauration d'une taxe sur les licenciements amène d'autant plus les entreprises à maintenir en poste leurs travailleurs que ceux-ci sont âgés et proches de la retraite. Cette dernière permet en effet à l'entreprise « d'échapper » à la taxe. Ce phénomène est absent des analyses reposant sur l'hypothèse d'horizon de vie infini.

Ceci nous conduit à proposer une maquette du marché du travail originale combinant les éléments frictionnels du marché du travail et institutionnels de la protection des emplois retenus dans les évaluations traditionnelles des politiques d'emploi (voir notamment Cahuc et Carcillo [2006]) avec les caractéristiques relatives à la sortie déterministe du marché du travail (Chéron, Hairault et Langot [2007]). Nous limitons notre analyse à l'examen des effets

3. Ces auteurs pointent également du doigt l'absence de responsabilité des entreprises en matière de licenciement. Ils prônent un système à l'américaine, de type « expérience rating », ayant pour finalité de responsabiliser l'entreprise en imposant la prise en charge (au moins en partielle) du coût social d'un licenciement, dont le paiement irait donc directement à la caisse d'assurance chômage, et non-plus au travailleur. Cahuc et Kramarz [2005] soulignent également les avantages d'un système où l'entreprise paierait une contribution solidarité aux pouvoirs publics en cas de licenciement.

4. Behaghel [2008] constitue une exception. Cet auteur se « restreint » néanmoins à l'étude des effets de la contribution Delalande dans un modèle avec deux classes d'âges.

différenciés en termes d'âges de réformes du système de protection des emplois au travers d'exercices quantitatifs contre-factuels.⁵

Notre étude vise à mettre en évidence le rôle de la forme et du niveau de protection des emplois sur les créations/destructions d'emploi par âge. Une baisse de la protection peut intervenir via un recours plus aisé aux CDD et/ou une taxation plus faible des licenciements dans le cadre d'un CDI.

Comme préalable, et dans la lignée des travaux de Behaghel [2008], nous évaluons les effets d'une suppression de la contribution « Delalande »⁶ Nous mettons en évidence une légère augmentation du taux d'emploi agrégé, l'augmentation du taux de destruction d'emploi des plus de 55 ans étant plus que compensée par la baisse du taux de destruction d'emploi des moins de 55 ans et l'augmentation de la création des emplois des plus de 50 ans.

Plus généralement, nous soulignons ensuite que la protection des emplois, en réduisant simultanément les destructions et créations d'emplois, s'avère favorable (défavorable) en matière d'emplois des seniors (jeunes). La suppression de toute protection des emplois conduirait néanmoins à réduire le taux d'emploi agrégé de 4 points, *i.e.* diminuerait plus l'emploi des seniors qu'elle n'augmenterait l'emploi des jeunes, suggérant donc qu'un niveau significatif de protection des emplois doit subsister. À l'inverse, il existe un seuil de taxation des licenciements au-delà duquel la diminution des licenciements des seniors ne compenserait plus la baisse globale des créations d'emplois ; il en résulterait donc une baisse de l'emploi global. Par ailleurs, l'existence des CDD n'apparaît pas en mesure de favoriser l'emploi des jeunes dans un contexte où subsiste un effet de seuil important dans le coût de destruction d'un emploi.

Notre étude plaide donc finalement pour une suppression du dispositif Delalande, avec une généralisation du CDI et le maintien d'une protection de l'emploi significative dont le niveau dépendrait néanmoins de l'arbitrage en termes d'âges, c'est-à-dire d'autant plus faible (élevé) que les jeunes (seniors) constituent la « cible » privilégiée par la réforme. Dans le cadre d'une généralisation du CDI (suppression des CDD), une augmentation du coût de licenciement équivalent approximativement 2 mois du salaire moyen maximiserait l'emploi des 25-49 ans (+3 points), augmenterait également l'emploi des seniors, mais pénaliserait en revanche l'emploi des jeunes.

5. Les effets en termes de bien-être dépendent typiquement du stade de l'individu dans sa vie active. Plus généralement la question de l'optimalité du système de protection des emplois n'est pas abordée. Chéron, Hairault et Langot [2008] ont toutefois souligné qu'une différenciation avec l'âge peut s'avérer pertinente. La forme (complexe) de cette différenciation dépend à la fois des externalités intergénérationnelles et des distorsions induites par le système d'assurance chômage.

6. Ce dispositif instaure une taxe en cas de licenciement d'un travailleur de plus de 50 ans, et dont le montant augmente avec l'âge de l'individu licencié.

2. Une Maquette du Marché du Travail Français avec Cycle de Vie des Travailleurs

Le modèle développé constitue une extension du cadre théorique proposé par Chéron, Hairault et Langot [2007], dont la particularité est d'adopter une représentation de la dynamique par âge du marché du travail. L'âge renvoie exclusivement à l'éloignement vis-à-vis d'une sortie déterministe du marché du travail vers la retraite (horizon). Bien que les effets d'expérience soient négligés, Chéron, Hairault et Langot [2008] soulignent l'aptitude de cette modélisation à rendre compte de la faiblesse du taux d'emploi des plus de 50 ans dans les pays de l'OCDE où les âges effectifs de départ en retraite sont faibles, c'est-à-dire proches de 60 ans. Nous proposons ici d'intégrer à cette modélisation la distinction entre CDI et CDD, ce qui se justifie d'autant plus que l'objectif assigné est de construire une maquette du marché du travail permettant d'appréhender l'effet de réformes du contrat de travail, sur l'emploi des seniors mais également celui des jeunes. Seuls 57 % des employés ayant entre 20 et 24 ans sont par exemple employés en CDI, ce chiffre excédant 90 % pour les plus de 25 ans (Tableau 1 et Junod [2006]). Nous suivons Cahuc et Postel-Vinay [2002] et Cahuc et Carcillo [2006] dans la manière d'introduire cette distinction entre CDD et CDI, en supposant que le contrat en CDD est supposé strictement préféré par les employeurs, mais son recours réglementé. De manière formelle, ceci s'apparente à l'existence d'une forme de « quota de CDD ».

Formellement, nous considérons donc un modèle d'appariement avec créations et destructions endogènes d'emploi, et une détermination des salaires dérivée d'une négociation à la Nash, dans la lignée des travaux de Mortensen et Pissarides [1994]. Il ne s'agit en revanche pas d'un modèle à horizon de vie infini. Le modèle est en effet écrit en temps discret, l'indice $i = 1, \dots, T$ caractérisant l'âge des individus sur le marché du travail, et T définissant l'âge déterministe de sortie du marché du travail.⁷ Dans le cadre de nos simulations, nous considérerons que $i = 1$ renvoie à l'âge de 19 ans et $T = 41$, c'est-à-dire que la détermination endogène du niveau de l'emploi n'intervient qu'à partir de 20 ans et jusqu'à 59 ans.⁸ Lorsqu'un emploi est initialement créé sous la forme d'un contrat à durée déterminée, ce qui est supposé survenir avec une probabilité μ , à la fin de la période il est détruit ou converti en CDI. Par simplification, ce quota est supposé indépendant de l'âge. Le Tableau 1 ($\text{Prob}(\text{NE} > \text{CDD}) / \text{Prob}(\text{NE} > \text{CDD} + \text{CDI})$) indique que, en moyenne, le recours au CDD intervient dans approximativement 50 % des

7. Cette hypothèse paraît également peu limitative dans la mesure où en France la majeure partie des travailleurs liquident leur droit à la retraite à 60 ans.

8. Par ce choix nous souhaitons restreindre notre analyse, autant que possible, aux mécanismes directement liés au marché du travail. Les questions de l'entrée dans la vie active (sortie des études) et de la prolongation d'activité au-delà de 60 ans sont au-delà de l'objectif de ce papier.

cas, ce chiffre atteignant plus de 55 % pour les 20-24 ans contre moins de 45 % pour les 25-49 ans. Finalement, par cohérence avec la durée moyenne observée des CDD (hors contrats saisonniers), soit 11,6 mois d'après l'enquête emploi (Junod [2006]), nous retiendrons une discrétisation annuelle, soit une durée de vie d'un CDD égale à 12 mois.

La productivité d'un emploi dépend d'une composante aléatoire idiosyncratique, ϵ , tirée dans une loi $G(\epsilon) \forall \epsilon \in [0, 1]$. A chaque période, une réalisation particulière de ϵ intervient. Nous ne considérons pas de discrimination *ex ante* des travailleurs selon leur âge, c'est-à-dire que l'ensemble des chômeurs peuvent candidater aux postes offerts au recrutement. En revanche, *ex post* (c'est-à-dire une fois le contact établi) et une fois la réalisation de la productivité connue, l'entreprise peut décider de ne pas embaucher la personne (sans coût puisqu'il ne s'agit pas d'un licenciement). Cette formalisation est similaire à celle retenue par Cahuc et Postel-Vinay [2002]. Ici, la décision de ne pas embaucher un chômeur dépendra néanmoins de l'âge du travailleur en question.

Concernant les destructions ultérieures d'emplois, lorsque la productivité réalisée est trop faible, le poste en CDI est détruit ou celui en CDD n'est pas converti en CDI. Du fait d'une différenciation dans la réglementation de la protection de l'emploi, le seuil de productivité en deçà duquel un poste n'est pas converti en CDI diffère du seuil en deçà duquel un travailleur sur un poste en CDI est victime du licenciement. Au-delà du motif économique renvoyant à une insuffisante productivité, nous considérons également qu'à l'issue de la première période d'emploi le poste peut se trouver détruit, à un taux exogène, afin de capter l'existence d'éventuels problèmes de « mismatch » entre le travailleur et l'entreprise révélés postérieurement à l'embauche.

Les coûts de licenciement modélisés, qui ne concernent pas les CDD, ne sont que les coûts « administratifs », c'est-à-dire qu'ils ne comprennent pas les indemnités versées aux travailleurs. Ces dernières sont en effet neutres sur l'équilibre en présence de négociation salariale (voir à ce sujet Cahuc et Zylberberg [2004]). Par conséquent le coût de destruction d'un CDD est ici supposé nul. Comme dans Cahuc et Postel-Vinay [2002], l'unique différence entre les deux contrats renvoie donc à l'existence d'un coût de destruction spécifique aux CDI, éventuellement dépendant de l'âge du travailleur, que nous notons F_i .

2.1. Les flux et la dynamique par âge de l'emploi

À chaque période, une cohorte de personnes, dont le nombre est normalisé à l'unité, est supposée arriver sur le marché du travail. Nous considérons une économie en situation d'état stationnaire, de sorte qu'il est suffisant, pour caractériser l'économie, d'examiner la trajectoire d'une cohorte d'individus. Aucune hétérogénéité des entreprises et des travailleurs n'est *ex ante* introduite, exceptée la distance vis-à-vis de la sortie du marché du

travail différente selon l'âge du travailleur. On suppose que les « nouveaux entrants » arrivent chômeurs en nombre u_1 donné.

Pour les générations $i \in (2, T - 1)$, les travailleurs s'exposent à des destructions d'emploi :

— pour les travailleurs en CDD d'âge $i - 1$, en nombre n_{i-1}^{cdd} , dans le cas où il existe un mismatch entre le travailleur et le poste, avec une probabilité α , ou si la productivité réalisée ϵ est inférieure à R_i^{cdd} , l'emploi n'est pas pérennisé. Un flux $n_{i-1}^{cdd} [G(R_i^{cdd}) + \alpha(1 - G(R_i^{cdd}))]$ d'individus se retrouvent donc au chômage à l'âge i ;

— pour les travailleurs en CDI d'âge $i - 1$, il est nécessaire de distinguer ceux qui viennent d'être embauchés, directement en CDI, en nombre n_{i-1}^{cdi0} , de ceux dont l'ancienneté est positive, en nombre n_{i-1}^{cdi} . Dans le dernier cas, le flux de sorties de l'emploi équivaut $n_{i-1}^{cdi} G(R_i^{cdi})$, alors que dans le premier cas il faut intégrer les sorties liées à un mismatch révélé durant la première période d'emploi, avec une probabilité α , soit au total $n_{i-1}^{cdi0} [G(R_i^{cdi}) + \alpha(1 - G(R_i^{cdi}))]$ licenciements.

Parallèlement, les créations d'emplois résultent d'un processus d'appariement à la Pissarides [2000]. Les entreprises sont supposées ne pas pouvoir diriger *ex ante* leur recherche d'emploi selon l'âge des individus (pas de discrimination possible *ex ante*). Autrement dit, une fonction d'appariement $M(v, u)$ regroupant l'ensemble des chômeurs, en nombre u , et les emplois vacants, v , détermine le nombre de contacts. Cette fonction est croissante et concave en ses deux arguments. Nous définissons $\theta = v/u$ la tension sur le marché du travail. La probabilité pour un chômeur d'âge i de trouver un emploi et de devenir employé à l'âge $i + 1$ est alors définie par $p(\theta) \{ \mu [1 - G(R_{i+1}^{cdd0})] + (1 - \mu) [1 - G(R_{i+1}^{cdi0})] \}$ avec $p(\theta) = \frac{M(u, v)}{u}$ la probabilité de contact, μ la probabilité que le poste offert soit un CDD, et $R_{i+1}^{cdd0}, R_{i+1}^{cdi0}$ les seuils de productivité en deçà desquels les postes en CDD et CDI pour un travailleur d'âge $i + 1$ ne sont pas créés⁹

Au bilan, la séquence des événements entre i et $i + 1$ est donc la suivante :

— 1) en début de période i , les destructions d'emplois en $i - 1$ se réalisent, les chômeurs contactés en $i - 1$ deviennent productifs si la productivité réalisée est au-dessus du seuil d'acceptabilité, les salaires sont (re)négociés.

— 2) en fin de période i , les contacts interviennent pour les travailleurs en situation de chômage durant cette période i , et qui deviendront éventuellement employés en début de période $i + 1$ selon la productivité réalisée.¹⁰

9. Il s'agit donc dans ce cas de figure d'une non-création et pas d'une destruction et qui, de ce fait, n'implique pas de coût pour l'entreprise.

10. Il doit donc être noté que nous faisons ici l'hypothèse qu'un poste vacant contacté par un individu d'âge i ne peut devenir productif que lorsque le travailleur est d'âge $i + 1$. Pour autant, par définition de notre séquence des événements, l'embauche étant supposée survenir en fin de période i , le délai de mise en place du travailleur sur son poste tend vers 0.

Les dynamiques par âge de l'emploi en CDD et CDI, ainsi que du chômage, sont ainsi résumées par :

$$n_{i+1}^{cdd} = u_i p(\theta) [1 - G(R_{i+1}^{cdd0})] \mu \quad [1]$$

$$n_{i+1}^{cdi0} = u_i p(\theta) [1 - G(R_{i+1}^{cdi0})] (1 - \mu) \quad [2]$$

$$n_{i+1}^{cdi} = n_i^{cdi} [1 - G(R_{i+1}^{cdi})] + n_i^{cdi0} (1 - \alpha) [1 - G(R_{i+1}^{cdi})] \quad [3]$$

$$+ n_i^{cdd} (1 - \alpha) [1 - G(R_{i+1}^{cdd})]$$

$$u_{i+1} = u_i \{ [1 - p(\theta) [1 - \mu G(R_{i+1}^{cdd0}) - (1 - \mu) G(R_{i+1}^{cdi0})]] \} \quad [4]$$

$$+ n_i^{cdi} G(R_{i+1}^{cdi}) + n_i^{cdi0} [G(R_{i+1}^{cdi}) + \alpha (1 - G(R_{i+1}^{cdi}))]$$

$$+ n_i^{cdd} [G(R_{i+1}^{cdd}) + \alpha (1 - G(R_{i+1}^{cdd}))]$$

2.2. Créations d'emploi et politique de recrutement

Notons J_i^{cdd0} et J_i^{cdi0} les valeurs d'un emploi nouvellement créé respectivement en CDD et en CDI, occupé par un individu d'âge i , la valeur d'un emploi vacant posté par une entreprise, V , dépend de la distribution par âge des chômeurs :¹¹

$$V = -c + \beta (1 - q(\theta)) V$$

$$+ \beta q(\theta) \sum_{i=1}^{T-2} \left\{ \frac{u_i}{u} \left(\mu \int_{R_{i+1}^{cdd0}}^1 J_{i+1}^{cdd0}(x) dG(x) + (1 - \mu) \int_{R_{i+1}^{cdi0}}^1 J_{i+1}^{cdi0}(x) dG(x) \right. \right. \\ \left. \left. + [\mu G(R_{i+1}^{cdd0}) + (1 - \mu) G(R_{i+1}^{cdi0})] V \right) \right\}$$

La politique de recrutement est caractérisée par une condition de libre entrée, $V = 0$, qui permet de définir la tension sur le marché du travail solution de la relation suivante :

$$\frac{c}{q(\theta)} = \beta \sum_{i=1}^{T-2} \left\{ \frac{u_i}{u} \left(\mu \int_{R_{i+1}^{cdd0}}^1 J_{i+1}^{cdd0}(x) dG(x) \right. \right. \\ \left. \left. + (1 - \mu) \int_{R_{i+1}^{cdi0}}^1 J_{i+1}^{cdi0}(x) dG(x) \right) \right\} [5]$$

11. Les individus d'âge $T - 1$, au chômage aujourd'hui, par définition en retraite à la période suivante, ne sont pas comptabilisés dans l'espérance de profit des entreprises.

Le choix optimal des entreprises coïncide avec une espérance de coût de recrutement égale à la valeur escomptée d'un emploi pourvu, qui tient notamment compte de la probabilité de pouvoir recourir initialement à un CDD.

Au-delà de la décision d'ouvrir un poste vacant, la politique de recrutement est également caractérisée par la détermination des productivités seuil, R_i^{cdd0} et R_i^{cdi0} , solutions respectivement des conditions $J_i^{cdd0}(R_i^{cdd0}) = 0$ et $J_i^{cdi0}(R_i^{cdi0}) = 0$, où les valeurs d'un poste de travail occupé sont définies par :

$$J_i^{cdd0}(\epsilon) = \epsilon - w_i^{cdd0}(\epsilon) + \beta \left[(1 - \alpha) \int_{R_{i+1}^{cdd}} J_{i+1}^{cddi0}(x) dG(x) + [\alpha + (1 - \alpha)G(R_{i+1}^{cdd})]V \right]$$

$$J_i^{cdi0}(\epsilon) = \epsilon - w_i^{cdi0}(\epsilon) + \beta \left[(1 - \alpha) \int_{R_{i+1}^{cdi}} J_{i+1}^{cdi}(x) dG(x) + [\alpha + (1 - \alpha)G(R_{i+1}^{cdi})] (V - F_{i+1}) \right]$$

avec $w_i^{cdd0}(\epsilon)$ et $w_i^{cdi0}(\epsilon)$ les salaires associés respectivement à un CDD, et à un CDI durant la première année pendant laquelle une rupture des négociations n'entraîne pas le paiement d'un coût de licenciement. J_i^{cddi0} correspond à la valeur d'un emploi en CDD nouvellement converti en CDI, qui n'expose plus au risque de mismatch (contrairement à J_i^{cdi0}) et pas encore au coût de licenciement lors de la négociation salariale initiale dans le cadre du CDI (comme J_j^{cdi0}). J_j^{cdi} est la valeur du poste dans le cadre d'un CDI où le salaire est renégocié et l'entreprise assujettie au coût de licenciement en cas d'échec de la négociation.

On en déduit les règles optimales de recrutement suivantes :

$$R_i^{cdd0} = w_i^{cdd0}(R_i^{cdd0}) - \beta(1 - \alpha) \int_{R_{i+1}^{cdd}} J_{i+1}^{cddi0}(x) dG(x)$$

$$R_i^{cdi0} = w_i^{cdi0}(R_i^{cdi0}) - \beta(1 - \alpha) \int_{R_{i+1}^{cdi}} J_{i+1}^{cdi}(x) dG(x) + [\alpha + (1 - \alpha)G(R_{i+1}^{cdi})] \beta F_{i+1}$$

et on a donc notamment :

$$R_i^{cdd0} - R_i^{cdi0} = w_i^{cdd0}(R_i^{cdd0}) - w_i^{cdi0}(R_i^{cdi0}) - [\alpha + (1 - \alpha)G(R_{i+1}^{cdi})] \beta F_{i+1} + \beta(1 - \alpha) \left[\int_{R_{i+1}^{cdi}} J_{i+1}^{cdi}(x) dG(x) - \int_{R_{i+1}^{cdd}} J_{i+1}^{cddi0}(x) dG(x) \right] \quad [6]$$

Ces seuils de productivité mettent tout d'abord en évidence le rôle joué par l'âge d'un individu contacté. La valeur espérée d'un poste dans le futur est d'autant plus grande que l'individu est jeune, ce qui conduit à maintenir son emploi pour des productivités réalisées relativement plus faibles que pour un senior.¹² Ce raisonnement vaut à la fois pour les emplois en CDI et en CDD. À l'équilibre, il en résulte une différenciation par âge des probabilités d'embauche. Conformément aux données observées, la probabilité de reprise d'emploi décroît avec l'âge, traduisant l'augmentation de l'exigence des entreprises en matière de productivité pour effectivement créer un emploi.

Ensuite, il est également intéressant de noter que l'existence de coûts de licenciement ($F_{i+1} > 0$) tend à rendre les entreprises plus exigeantes en matière de recrutement lorsque celui-ci concerne un CDI plutôt qu'un CDD. Avec une probabilité $\alpha + (1 - \alpha)G(R_{i+1}^{cdi})$ l'embauche directe en CDI est à l'origine d'un coût que l'utilisation du CDD permet d'éviter.

2.3. Transformation des CDD en CDI et destructions des CDI

Une fois la période initiale (première année) écoulée, le risque de mismatch « révélé » n'existe plus, et les valeurs d'un poste de travail occupé dépendent du contrat détenu par le travailleur durant cette période, CDI ou CDD. Dans le premier cas nous notons $w_i^{cdi}(\epsilon)$ le salaire correspondant. Dans le second, le salaire négocié est équivalent au salaire d'embauche en CDI, $w_i^{cdi0}(\epsilon)$.¹³ Les fonctions valeur sont finalement définies de la façon suivante :

$$J_i^{cdi}(\epsilon) = \epsilon - w_i^{cdi}(\epsilon) + \beta \left[\int_{R_{i+1}^{cdi}}^1 J_{i+1}^{cdi}(x) dG(x) + G(R_{i+1}^{cdi})(V - F_{i+1}) \right]$$

$$J_i^{cdi0}(\epsilon) = \epsilon - w_i^{cdi0}(\epsilon) + \beta \left[\int_{R_{i+1}^{cdi}}^1 J_{i+1}^{cdi}(x) dG(x) + G(R_{i+1}^{cdi})(V - F_{i+1}) \right]$$

Le taux de conversion d'un CDD en CDI, défini par $1 - G(R_i^{cdd})$, et la durée vie des CDI, définie par $1/G(R_i^{cdi})$ sont également fonctions de l'âge des travailleurs. Formellement, les productivités de réservation sont caractérisées par une règle de continuation, c'est-à-dire une productivité en deçà de laquelle il est plus coûteux de maintenir le poste de travail que de le détruire. R_i^{cdi} et R_i^{cdd} vérifient les conditions suivantes :

12. L'équilibre vérifiera typiquement $J_i^{cdi}(x) \geq J_{i+1}^{cdi}(x) \forall x, i$.

13. Les règles de fixation salariale discutées ci-après aboutissent à une expression du salaire négocié identique qu'il s'agisse de la négociation d'embauche directe en CDI ou de la négociation concernant la conversion du CDD en CDI.

$$J_i^{cddi0}(R_i^{cdd}) = 0$$

$$J_i^{cdi}(R_i^{cdi}) = -F_i$$

On en déduit :

$$R_i^{cdd} = w_i^{cdi0}(R_i^{cdd}) - \beta \left[\int_{R_{i+1}^{cdi}}^1 J_{i+1}^{cdi}(x) dG(x) - G(R_{i+1}^{cdi}) F_{i+1} \right]$$

$$R_i^{cdi} = w_i^{cdi}(R_i^{cdi}) - F_i - \beta \left[\int_{R_{i+1}^{cdi}}^1 J_{i+1}^{cdi}(x) dG(x) - G(R_{i+1}^{cdi}) F_{i+1} \right]$$

On a donc notamment :

$$R_i^{cdd} - R_i^{cdi} = w_i^{cdi0}(R_i^{cdd}) - w_i^{cdi}(R_i^{cdi}) + F_i \quad [7]$$

À salaire donné, et contrairement au résultat relatif à la politique de recrutement (équation (6)), la taxation des destructions d'emploi en CDI conduit les entreprises à accepter de plus mauvais états de la nature pour des postes en CDI que pour des postes en CDD.

2.4. Les salaires négociés

2.4.1. Les espérances de gain des travailleurs

Les valeurs d'emploi intègrent le gain financier instantané plus les gains escomptés dans le futur étant donné les probabilités de transition discutées précédemment. On a donc précisément :

$$W_i^{cdd0}(\epsilon) = w_i^{cdd0}(\epsilon) + \beta \left[(1 - \alpha) \int_{R_{i+1}^{cdd}}^1 W_{i+1}^{cddi0}(x) dG(x) + [\alpha + (1 - \alpha)G(R_{i+1}^{cdd})] U_{i+1} \right]$$

$$W_i^{cdi0}(\epsilon) = w_i^{cdi0}(\epsilon) + \beta \left[(1 - \alpha) \int_{R_{i+1}^{cdi}}^1 W_{i+1}^{cdi}(x) dG(x) + [\alpha + (1 - \alpha)G(R_{i+1}^{cdi})] U_{i+1} \right]$$

$$W_i^{cddi0}(\epsilon) = w_i^{cddi0}(\epsilon) + \beta \left[\int_{R_{i+1}^{cddi}}^1 W_{i+1}^{cdi}(x) dG(x) + G(R_{i+1}^{cddi}) U_{i+1} \right]$$

$$W_i^{cdi}(\epsilon) = w_i^{cdi}(\epsilon) + \beta \left[\int_{R_{i+1}^{cdi}}^1 W_{i+1}^{cdi}(x) dG(x) + G(R_{i+1}^{cdi}) U_{i+1} \right]$$

$$U_i = z + \beta \left\{ p(\theta) \mu \int_{R_i^{cdd0}}^1 W_{i+1}^{cdd0}(x) dG(x) + p(\theta) (1 - \mu) \int_{R_i^{cdi0}}^1 W_{i+1}^{cdi0}(x) dG(x) + (1 - p(\theta)) U_{i+1} \right\}$$

où z renvoie au revenu extérieur du ménage, qui peut inclure une production domestique et les ressources liées à l'assurance chômage.

2.4.2. Les règles de partage et les salaires négociés

La négociation à la Nash s'apparente à une règle de partage du surplus total généré par l'emploi. On note γ le pouvoir de négociation des travailleurs, c'est-à-dire la part du surplus total qu'ils s'approprient. Les salaires négociés, $w_i^{cdd0}(\epsilon)$, $w_i^{cdi0}(\epsilon)$ et $w_i^{cdi}(\epsilon)$, sont ainsi dérivés des règles suivantes, respectivement :¹⁴

$$W_i^{cdd0}(\epsilon) - U_i = \gamma [W_i^{cdd0}(\epsilon) - U_i + J_i^{cdd0}(\epsilon) - V]$$

$$W_i^{cdi0}(\epsilon) - U_i = \gamma [W_i^{cdi0}(\epsilon) - U_i + J_i^{cdi0}(\epsilon) - V]$$

$$W_i^{cdi}(\epsilon) - U_i = \gamma [W_i^{cdi}(\epsilon) - U_i + J_i^{cdi}(\epsilon) - V + F_i]$$

On notera en particulier que lors de la renégociation du salaire, la règle de partage fait intervenir dans le surplus généré par l'emploi pour l'entreprise le coût de licenciement, F_i , économisé par l'entreprise lorsque la renégociation aboutit. Il en résulte que les salaires négociés vérifient :

$$w_i^{cdd0}(\epsilon) = \gamma \epsilon + (1 - \gamma) (U_i - \beta U_{i+1})$$

$$w_i^{cdi0}(\epsilon) = \gamma (\epsilon - \beta F_{i+1}) + (1 - \gamma) (U_i - \beta U_{i+1})$$

$$w_i^{cdi}(\epsilon) = \gamma (\epsilon + F_i - \beta F_{i+1}) + (1 - \gamma) (U_i - \beta U_{i+1})$$

Les salaires dépendent d'une moyenne pondérée de la productivité du poste de travail et du salaire de réservation de l'individu. Les salaires sont par ailleurs conditionnés par le système de protection de l'emploi :

— A productivité ϵ donnée, le salaire négocié à l'embauche est notamment plus élevé lorsqu'il s'agit d'un CDD ($w_i^{cdd0}(\epsilon) > w_i^{cdi0}(\epsilon)$) car la valeur de l'emploi pour l'entreprise est plus faible dans le cas d'une embauche en

14. $w_i^{cdi0}(\epsilon)$ est également solution de $W_i^{cdd0}(\epsilon) - U_i = \gamma [W_i^{cdd0}(\epsilon) - U_i + J_i^{cdd0}(\epsilon) - V]$.

CDI qui expose au coût de licenciement. Lors de cette négociation initiale, l'entreprise est supposée en mesure de répercuter en baisse de salaire ce coût anticipé, en fonction de son pouvoir de négociation γ .¹⁵

— Le salaire renégocié est lui aussi plus élevé que le salaire d'embauche en CDI ($w_i^{cdi}(\epsilon) > w_i^{cdi0}(\epsilon)$). Le point de menace de l'entreprise est en effet plus faible lors d'une renégociation puisque, en cas de désaccord, l'entreprise doit supporter le coût de licenciement.

Si on note ensuite que :

$$U_i - \beta U_{i+1} = z + \frac{\gamma}{1-\gamma} c\theta\tau_i$$

avec $\tau_i \equiv \frac{\mu \int_{R_{i+1}^{cdd0}} J_{i+1}^{cdd0}(x) dG(x) + (1-\mu) \int_{R_{i+1}^{cdi0}} J_{i+1}^{cdi0}(x) dG(x)}{\sum_{i=1}^{T-1} \frac{u_i}{u} \mu \int_{R_{i+1}^{cdd0}} J_{i+1}^{cdd0}(x) dG(x) + (1-\mu) \int_{R_{i+1}^{cdi0}} J_{i+1}^{cdi0}(x) dG(x)}$, on en

déduit les expressions suivantes :

$$w_i^{cdd0}(\epsilon) = \gamma(\epsilon + c\theta\tau_i) + (1-\gamma)z$$

$$w_i^{cdi0}(\epsilon) = \gamma(\epsilon + c\theta\tau_i - \beta F_{i+1}) + (1-\gamma)z$$

$$w_i^{cdi}(\epsilon) = \gamma(\epsilon + c\theta\tau_i + F_i - \beta F_{i+1}) + (1-\gamma)z$$

La variable τ_i renvoie au caractère non-symétrique de l'équilibre que nous décrivons¹⁶. Un individu jeune pour lequel la valeur future de l'emploi est supérieure à la moyenne (typiquement $\tau_1 > 1$) s'approprie une part plus importante des coûts de recherche qu'il fait économiser à l'entreprise, au travers de la négociation d'un salaire plus élevé.¹⁷

15. Ceci ne signifie pas pour autant que le salaire moyen en CDD est supérieur au salaire moyen d'embauche en CDI, car il existe un effet de composition : la productivité de réservation pour qu'un CDI soit créé est en effet supérieure à celle relative au CDD.

16. Dans une écriture à la Pissarides [2000] où l'horizon de vie des individus est infini, on a par définition $\tau_i = 1$.

17. Il en résulte un profil individuel du salaire décroissant avec l'âge. Un effet de composition – seuls les postes à plus haute productivité sont maintenus pour les individus âgés – contribue néanmoins à accroître le salaire moyen. De plus, l'introduction d'une accumulation exogène de capital humain est également susceptible de faire croître le salaire avec l'âge sans que les propriétés essentielles de la dynamique d'équilibre ne soient altérées (voir Chéron, Hairault et Langot [2007] pour une discussion détaillée de l'ensemble de ces points).

2.5. Résolution de l'équilibre avec négociation salariale

2.5.1. Réécriture des valeurs d'emploi

Tout d'abord, en substituant les expressions du salaire négocié dans les fonctions valeurs de l'entreprise, il vient immédiatement que $\frac{\partial J^{cdd0}(\epsilon)}{\partial \epsilon} = \frac{\partial J^{cdi0}(\epsilon)}{\partial \epsilon} = \frac{\partial J^{cddi0}(\epsilon)}{\partial \epsilon} = \frac{\partial J^{cdi}(\epsilon)}{\partial \epsilon} = 1 - \gamma$. Puisque d'après les règles de création/destruction des emplois on sait également que $J_i^{cdd0}(R_i^{cdd0}) = 0$, $J_i^{cdi0}(R_i^{cdi0}) = 0$, $J_i^{cddi0}(R_i^{cdd}) = 0$ et $J_i^{cdi}(R_i^{cdi}) = -F_i$, les valeurs d'emploi vérifient donc :

$$J_i^{cdd0}(\epsilon) = (1 - \gamma)(\epsilon - R_i^{cdd0})$$

$$J_i^{cdi0}(\epsilon) = (1 - \gamma)(\epsilon - R_i^{cdi0})$$

$$J_i^{cddi0}(\epsilon) = (1 - \gamma)(\epsilon - R_i^{cdd})$$

$$J_i^{cdi}(\epsilon) = (1 - \gamma)(\epsilon - R_i^{cdi}) - F_i$$

Par conséquent, en intégrant par parties il apparaît que

$$\int_{R_{i+1}^{cdd0}}^1 (x - R_{i+1}^{cdd0}) dG(x) = \int_{R_{i+1}^{cdi0}}^1 [1 - G(x)] dx$$

et

$$\int_{R_{i+1}^{cdi0}}^1 (x - R_{i+1}^{cdi0}) dG(x) = \int_{R_{i+1}^{cdi0}}^1 [1 - G(x)] dx,$$

et l'équation de libre entrée qui détermine la tension sur le marché du travail peut se réécrire :

$$\frac{c}{q(\theta)} = \beta(1 - \gamma) \sum_{i=1}^{T-2} \left\{ \frac{u_i}{u} \left(\mu \int_{R_{i+1}^{cdd0}}^{R_{i+1}^{cdi0}} [1 - G(x)] dx + \int_{R_{i+1}^{cdi0}}^1 [1 - G(x)] dx \right) \right\}$$

À son tour, en substituant les expressions des salaires négociés et des fonctions valeur dans (6), le différentiel de politiques de recrutement selon type de contrat peut se réécrire :

$$R_i^{cdd0} - R_i^{cdd0} = \beta F_{i+1} - \beta(1 - \alpha) \int_{R_{i+1}^{cdi0}}^{R_{i+1}^{cdd}} [1 - G(x)] dx$$

avec :

$$R_i^{cdi0} = z + \frac{\gamma}{1-\gamma} c\theta\tau_i + \beta F_{i+1} - \beta(1-\alpha) \int_{R_{i+1}^{cdi}}^1 [1-G(x)] dx$$

De façon similaire les politiques de destruction d'emploi sont résumées par :

$$R_i^{cdd} = R_i^{cdi} + F_i$$

$$R_i^{cdi} = z + \frac{\gamma}{1-\gamma} c\theta\tau_i + \beta F_{i+1} - F_i - \beta \int_{R_{i+1}^{cdi}}^1 [1-G(x)] dx$$

2.5.2. La dynamique par âge des flux à l'équilibre du marché du travail

Proposition 1. *La dynamique par âge des flux à l'équilibre du marché du travail peut être résumée par une séquence $\{R_i^{cdd0}, R_i^{cdi0}, R_i^{cdd}, R_i^{cdi}\} \forall i \leq T-1$ vérifiant le système suivant :*

$$R_i^{cdi0} = z + \gamma\beta p(\theta) \left(\mu \int_{R_{i+1}^{cdi0}}^{R_{i+1}^{cdi0}} [1-G(x)] dx + \int_{R_{i+1}^{cdi0}}^1 [1-G(x)] dx \right)$$

$$+ \beta F_{i+1} - \beta(1-\alpha) \int_{R_{i+1}^{cdi}}^1 [1-G(x)] dx$$

$$R_i^{cdd0} = R_i^{cdi0} - \beta \left(F_{i+1} - (1-\alpha) \int_{R_{i+1}^{cdi}}^{R_{i+1}^{cdd}} [1-G(x)] dx \right)$$

$$R_i^{cdi} = R_i^{cdi0} - F_i - \alpha\beta \int_{R_{i+1}^{cdi}}^1 [1-G(x)] dx$$

$$R_i^{cdd} = R_i^{cdi} + F_i$$

avec pour conditions de bord, $R_{T-1}^{cdd0} = z_{T-1}$, $R_{T-1}^{cdi0} = z_{T-1}$, $R_{T-1}^{cdi} = z_{T-1} - F_{T-1}$ et $R_{T-1}^{cdd} = z_{T-1}$, et où θ est solution de :

$$\frac{c}{q(\theta)} = \beta(1-\gamma) \sum_{i=1}^{T-2} \left\{ \frac{u_i}{u} \left(\mu \int_{R_{i+1}^{cdi0}}^{R_{i+1}^{cdi0}} [1-G(x)] dx + \int_{R_{i+1}^{cdi0}}^1 [1-G(x)] dx \right) \right\}$$

avec $u_i/u \forall i$ qui vérifie le système (1)-(4).

Démonstration. La preuve est immédiate en se référant à la section 2.5.1 et en substituant par l'expression correspondante de τ_i .

Propriété 1. $R_i^{cdd} \geq R_i^{cdi} \forall i$ et pour $G(\epsilon) = \epsilon$,
 on a $R_i^{cdi0} - R_i^{cdd0} = \beta F_{i+1} \left(1 - (1 - \alpha) \left(1 - \frac{R_{i+1}^{cdi} + R_{i+1}^{cdd}}{2} \right) \right) > 0$.

D'après cette propriété, on vérifie qu'à l'équilibre les entreprises sont effectivement plus exigeantes en matière de productivité lorsque le recrutement concerne un CDI (coût de licenciement anticipé à « amortir »). À l'inverse, la probabilité qu'un CDD soit transformé en CDI est plus faible que la probabilité de maintien du CDI (résultat conforme aux statistiques reportées dans le Tableau 1).

Propriété 2. Si $F_i = 0$, $R_i^{cdd} = R_i^{cdi0} = R_i^{cdd0} = R_i^{cdi} \forall i$, et $R_{i+1}^{cdi} \geq R_i^{cdi}$.

En l'absence de protection des emplois, la probabilité de licenciement (d'embauche) augmente (diminue) avec l'âge. Ce résultat caractérise l'effet de l'horizon de vie fini des individus sur la dynamique par âge des flux sur le marché du travail (voir aussi Chéron, Hairault et Langot [2007]).

En présence de protection des emplois, la dynamique par âge des créations-destructions d'emplois dépend étroitement tant du niveau que de l'évolution avec l'âge du coût de licenciement (voir Chéron, Hairault et Langot [2008] pour une analyse dans un contexte où $\mu = 0$ et $\alpha = 0$). L'analyse des effets du système français de protection des emplois sera de ce fait conduite à partir de simulations du modèle.

3. Évaluation quantitative des effets différenciés en termes d'âge de la protection des emplois

Partant de l'équilibre de référence, nous conduisons des exercices contre-factuels de politique économique consistant à déterminer quelles auraient les caractéristiques du marché du travail si un système de protection de l'emploi alternatif était mis en place. Au préalable, nous spécifions les formes fonctionnelles retenues et présentons l'étalonnage des paramètres structurels. Les implications quantitatives du modèle sont ensuite comparées aux statistiques de l'Enquête Emploi 2002, et enfin les différents scénarii de réformes du système de protection de l'emploi sont examinés.

3.1. Étalonnage des paramètres du modèle sur l'économie française

Corollaire 1. Soit $G(\epsilon) = \epsilon \forall \epsilon \in [0, 1]$ et $q(\theta) = \Gamma\theta^{\psi-1}$ avec $0 < \psi < 1$, l'équilibre est caractérisé par :

$$\begin{aligned}
R_i^{cdi0} &= z + \beta F_{i+1} - (1 - \alpha) \frac{\beta}{2} (1 - R_{i+1}^{cdi})^2 \\
&+ \gamma \Gamma \theta^\psi \beta \left[\frac{1}{2} (1 - R_{i+1}^{cdi0})^2 + \mu \left(1 - \frac{R_{i+1}^{cdi0} + R_{i+1}^{cdd0}}{2} \right) (R_{i+1}^{cdi0} - R_{i+1}^{cdd0}) \right] \\
R_i^{cdd0} &= R_i^{cdi0} - \beta F_{i+1} \left(1 - (1 - \alpha) \left(1 - \frac{R_{i+1}^{cdi} + R_{i+1}^{cdd}}{2} \right) \right) \\
R_i^{cdi} &= R_i^{cdi0} - F_i - \alpha \frac{\beta}{2} (1 - R_{i+1}^{cdi})^2 \\
R_i^{cdd} &= R_i^{cdi} + F_i \\
\frac{c}{\Gamma} \theta^{1-\psi} &= \beta (1 - \gamma) \sum_{i=1}^{T-2} \left\{ \frac{u_i}{u} \left[\frac{1}{2} (1 - R_{i+1}^{cdi0})^2 \right. \right. \\
&\quad \left. \left. + \mu \left(1 - \frac{R_{i+1}^{cdi0} + R_{i+1}^{cdd0}}{2} \right) (R_{i+1}^{cdi0} - R_{i+1}^{cdd0}) \right] \right\}
\end{aligned}$$

avec pour conditions de bord, $R_{T-1}^{cdd0} = z_{T-1}$, $R_{T-1}^{cdi0} = z_{T-1}$, $R_{T-1}^{cdi} = z_{T-1} - F_{T-1}$ et $R_{T-1}^{cdd} = z_{T-1}$ avec $u_i/u \forall i$ qui vérifie le système (1)-(4).

Nous retenons une discrétisation annuelle, avec $i \in [19, 60]$ ¹⁸. Nous considérons quatre ensembles de paramètres structurels à étalonner, qui se distinguent par des logiques d'étalonnage différentes.

$\Phi_1 = \{\beta, \psi, \gamma\}$ est étalonné de façon traditionnelle, à partir d'informations extérieures. On notera que le pouvoir de négociation des travailleurs est supposé égal à 30 %, ce qui constitue une valeur intermédiaire parmi l'ensemble des valeurs estimées sur données françaises (voir notamment Abowd et Allain [1996]).

Tableau 2. Étalonage des paramètres structurels (valeur de F_i)

β	ψ	γ	μ	α	z	c	Γ
0,96	0,5	0,3	0,5	0,12	0,48	0,05	0,25

L'ensemble $\Phi_2 = \{\mu, \alpha\}$ est étalonné à partir de données statistiques. Plus précisément, nous retenons une fréquence moyenne de recours aux CDD

18. Rappelons que cette discrétisation permet d'être en adéquation avec à la durée moyenne du CDD (emplois saisonniers exclus), 11,6 mois dans l'enquête emploi (Junod [2006]), et que l'intervalle des âges considérés se justifie par notre volonté de ne pas examiner les questions relatives à l'âge d'entrée dans la vie active et aux comportements de prolongation d'activité. À noter que les DMMO-EMMO donnent une durée moyenne du CDD de 2,5 mois en intégrant les emplois saisonniers ici négligés.

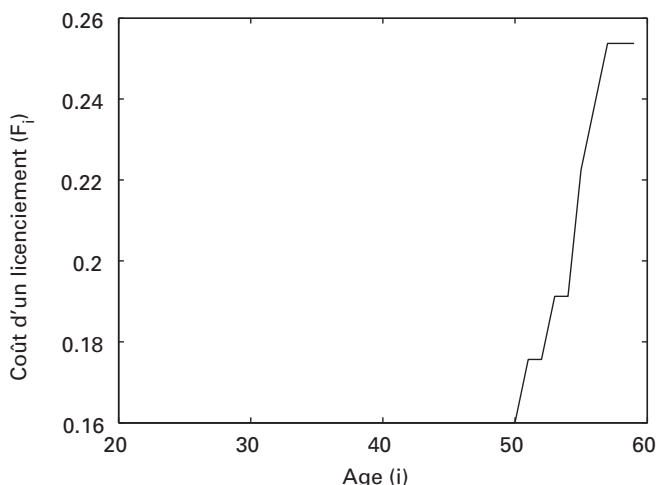


Figure 1. Étalonage du coût de licenciement

égale à 50 %, qui permet de reproduire la part des embauches en CDD (moyenne sur l'ensemble des classes d'âge approximativement égale à 60 %). Concernant la probabilité de « mismatch », nous comparons la probabilité de sortie de l'emploi (Prob(E>NE)) pour les individus dont l'ancienneté est inférieure à un an, avec celle des individus dont l'ancienneté est supérieure à un an (toutes classes d'âges confondues), à partir de l'Enquête Emploi 2002. Ce différentiel de probabilités, égal à 12 %, nous permet d'obtenir une approximation de la valeur de α .

Ensuite, l'étalonnage de $\Phi_3 = \{F_i \forall i \in [19, 60]\}$ vise à refléter, d'une part le coût « administratif » moyen d'un licenciement (c'est-à-dire hors indemnités perçues par le travailleur, neutres sur notre équilibre) et d'autre part la contribution Delalande. Nous ne disposons pas d'informations directes de ce coût administratif. D'après les estimations de Kramarz et Michaud [2006], nous en déduisons que le coût global d'un licenciement représente approximativement 8 mois du coût du travail au salaire médian. Les indemnités légales perçues par les travailleurs varient en fonction de l'ancienneté : entre 1 et 3 mois pour 5 vs. 15 ans d'ancienneté dans le cas d'un licenciement économique. Des indemnités égales à 3 mois de salaires constituent une valeur intermédiaire raisonnable, considérant que ce montant reflète également les suppléments d'indemnités associés à certaines conventions collectives. Notre évaluation du coût « administratif » moyen d'un licenciement est de 5 mois ; on en déduit $F_i = 0,16 \forall i \in [19, 49]$. À ce coût, s'ajoute un supplément en cas de licenciement d'un senior. Notre modèle est en mesure de rendre compte du dispositif en vigueur en France jusqu'en 1992, qui implique que l'entreprise doit s'acquitter d'une contribution (destinée à l'assurance chômage), croissante avec l'âge à partir de 50 ans : 0,5 mois de salaire pour les 50-51 ans, 1 mois pour les 52-53, 2 mois pour les 54,

2,5 mois pour les 55, et 3 mois pour les 56-59 ans.¹⁹ La figure 1 reporte l'étalonnage correspondant de F_i .²⁰

Enfin, l'ensemble $\Phi_4 = \{z, c, \Gamma\}$ est calibré en simulant l'ensemble des équations d'équilibre du modèle, de manière à reproduire les moyennes du taux d'emploi, du taux de sortie de l'emploi et du taux de sortie du non-emploi, calculées pour les 20-60 ans à partir de l'Enquête Emploi 2002. L'évaluation de la performance empirique du modèle concerne dès lors son aptitude à appréhender la dynamique par âge du marché du travail.

3.2. Caractérisation de la dynamique par âge dans l'équilibre de référence

La figure 2 présente un certain nombre de caractéristiques du modèle simulé sur la base de l'étalonnage de référence et les compare aux observations de l'Enquête Emploi. L'originalité de notre approche permet d'analyser la dynamique par âge du marché du travail, contrairement aux modèles traditionnels à horizon de vie infini. Nous retenons quatre tranches d'âges, 20-24, 25-49, 50-54 et 55-59, et notre analyse porte sur les taux d'emploi, la part des CDI dans l'emploi total, les taux de sortie de l'emploi par type de contrat, et le taux de sortie du non-emploi. Globalement, même si les niveaux des statistiques pour chaque tranche d'âges ne sont pas parfaitement reproduits, les ordres de grandeur le sont, et surtout les formes des dynamiques par âge le sont.

On notera en premier lieu la dynamique en U du taux de sortie de l'emploi, à la fois concernant la probabilité moyenne et celle spécifiquement relative aux CDI. Les seniors sont en effet relativement plus exposés aux destructions de CDI à cause d'une distance vis-à-vis de la retraite plus courte que pour des individus plus jeunes, qui réduit l'espérance future de gain en cas de maintien de l'emploi. Parallèlement, et pour ce même motif, la transformation des CDD en CDI et les recrutements deviennent moins probables à mesure que l'âge des individus augmente. Les 20-24 ans s'avèrent également plus exposés aux destructions d'emploi que les 25-49 ans : l'ancienneté moyenne est par définition plus faible pour les jeunes qui sont donc plus exposés au risque de mismatch (avec une probabilité α à la fois pour les CDD et CDI), et parallèlement on observe une sur(sous)-représentation

19. Depuis cette date, le paiement de la contribution est conditionné par l'âge d'embauche, de sorte que l'entreprise peut être amenée à payer la contribution pour le licenciement d'un individu de 55 ans et pas pour un autre pourtant du même âge (si ce dernier a été embauché après 50 ans). Notre modèle n'est pas en mesure de rendre compte de cette hétérogénéité (tel est également le cas pour Behaghel [2008]). Bien-entendu, notre aptitude à rendre compte des créations/destructions d'emplois pour les seniors se trouve amoindrie par cette prise en compte partielle du dispositif Delalande. Néanmoins, la procédure d'étalonnage n'est pas remise en cause, dans la mesure où la calibration des autres paramètres n'en dépend pas. À noter finalement que depuis le 1^{er} janvier 2008 la contribution Delalande a été définitivement supprimée.

20. Ces valeurs de F_i peuvent également être reportées à la production maximale annuelle associée à un poste de travail, normalisée à un : le coût de licenciement représente entre 16 % et 25 % de cette production maximale annuelle.

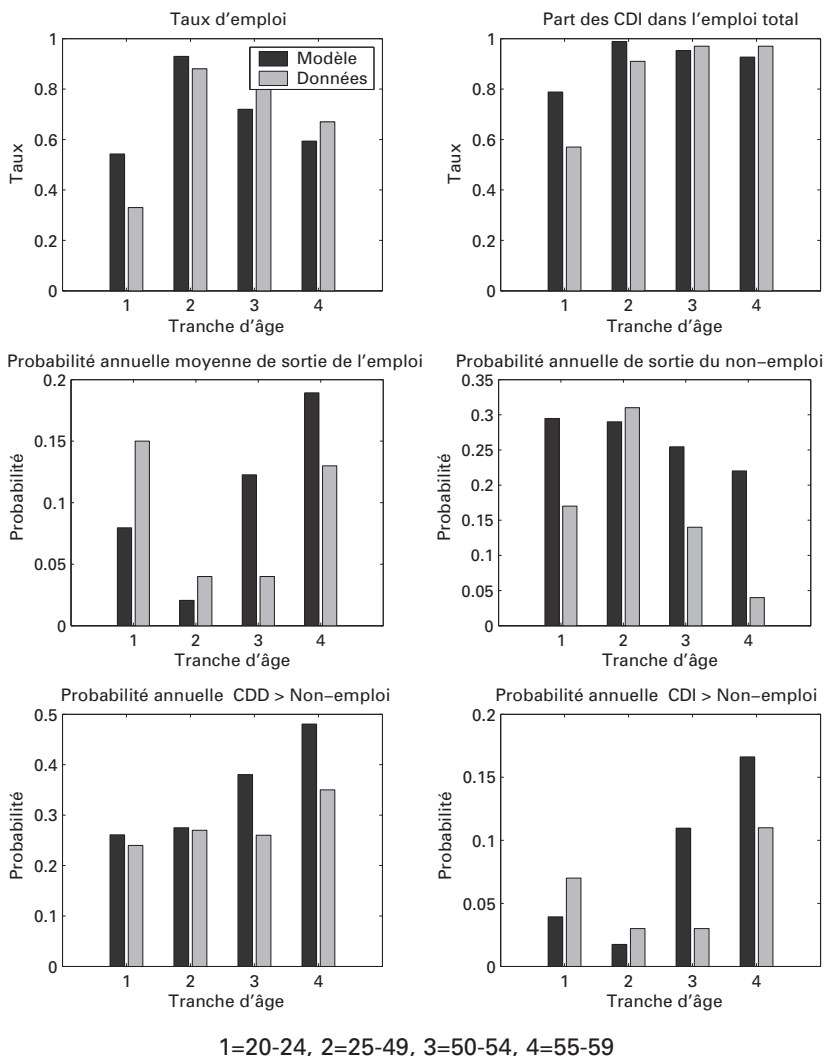


Figure 2. Propriétés simulées du modèle de référence et faits stylisés du marché du travail

des CDD (CDI) parmi les jeunes, alors même que la probabilité de maintien du CDI est plus forte que celle relative à la conversion des CDD en CDI (à cause de l'effet de seuil dans le coût de destruction d'un emploi pour l'entreprise).

Au bilan, on observe une dynamique par âge en U inversé des taux d'emploi, même si le modèle sur(sous)-estime légèrement le taux d'emploi des 20-24 (plus de 50 ans).

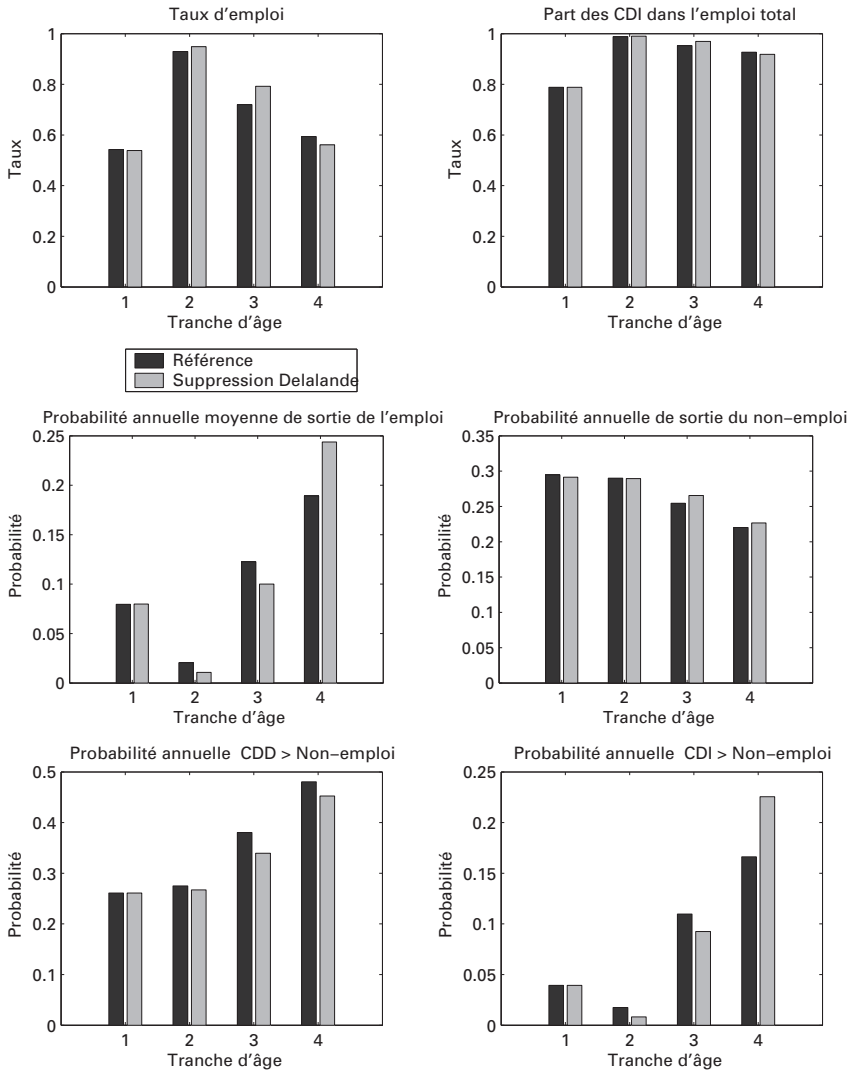
3.3. Suppression du dispositif « Delalande »

Nous poursuivons donc cette étude par l'analyse des effets du système de protection de l'emploi français. Avant d'examiner, dans sa globalité, différentes modifications de ce système, nous évaluons les effets du dispositif spécifique aux seniors (tel qu'en vigueur jusqu'en 1992), dans la lignée des travaux conduits par Behaghel [2008]. La figure 3 reporte les effets d'une suppression de ce dispositif. Cette suppression a un impact réduit sur les moins de 50 ans (légère diminution du taux de destruction), de sorte que les résultats issus de nos simulations sont finalement proches de ceux obtenus par Behaghel qui distingue deux classes d'âges (les 50-54 ans et les 55-59 ans). Il en résulte une légère augmentation de la probabilité de sortie du non-emploi pour les plus de 50 ans, et surtout une évolution opposée des taux de destructions pour les 50-54 (resp. 55-59) qui diminue (resp. augmente). Au bilan, le taux d'emploi des 50-54 augmente plus que celui des 55-59 ne diminue, de sorte que, globalement, notre appréciation des effets du dispositif Delalande est négatif, *i.e.* sa suppression permet d'augmenter l'emploi total.

3.4. Suppression de la protection des emplois

Plus globalement, on peut s'interroger sur l'utilité d'une protection des emplois, au moins dans une perspective d'emplois : est-ce que l'instauration d'un unique contrat non-protégé conduirait à augmenter ou baisser l'emploi total ? La figure 4 met en évidence que si l'emploi des jeunes bénéficie d'une telle réforme, l'emploi total est réduit et notamment l'emploi des plus de 50 ans. Une suppression de la protection des emplois conduit en effet à augmenter les probabilités de reprise d'emploi pour tous les individus, mais parallèlement accroît également la probabilité moyenne de perdre son emploi pour les travailleurs de plus de 25 ans.²¹ La réforme envisagée apparaît dès lors bénéfique aux 20-24 ans dont l'emploi dépend principalement de la vitesse d'accès au premier emploi (du taux de sortie du non-emploi), alors que, à l'inverse, l'emploi des 25-49 ans, employés dans plus de 90 % des cas, est relativement plus sensible à l'augmentation du taux de destruction des emplois. L'emploi des seniors est lui largement réduit par la forte aug-

21. Pour les 20-24 ans la probabilité moyenne de perdre son emploi est en revanche réduite. L'effet de seuil dans le coût de licenciement, qui conduit les entreprises à mettre un terme aux CDD (non conversion en CDI) et expose de ce fait les travailleurs au risque de mismatch lors d'un nouveau contact avec une firme, n'existe plus. Ce raisonnement ne concerne que marginalement les plus de 25 ans qui sont à 95 % en CDI dans la situation de référence.

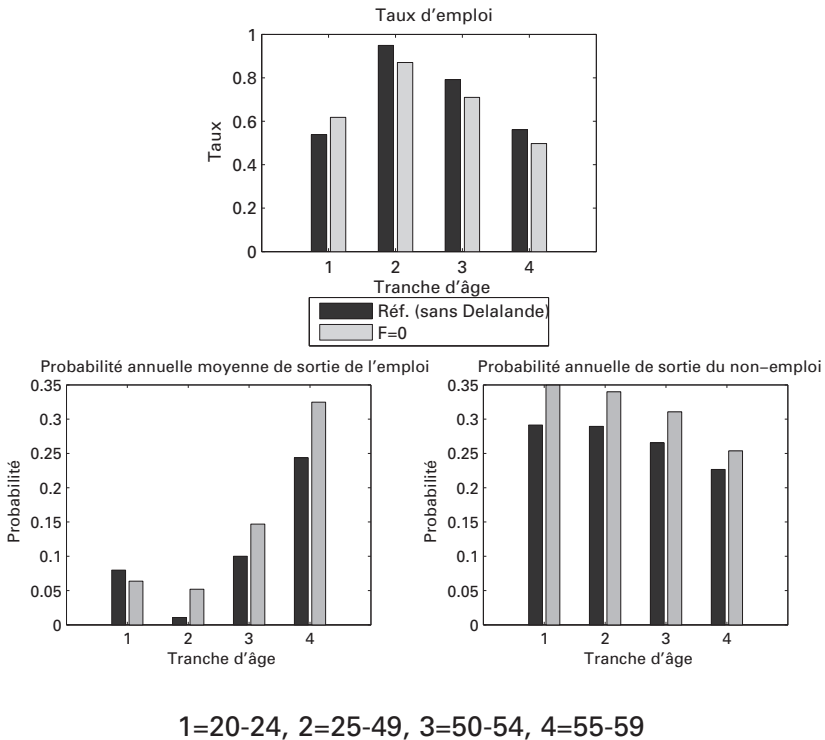


1=20-24, 2=25-49, 3=50-54, 4=55-59

**Figure 3. Propriétés simulées du modèle :
l'impact du dispositif Delalande**

mentation du taux de sortie de l'emploi (+10 points pour les + de 55 ans, contre +4 points pour les 25-49 ans) associée à la proximité de la retraite²².

Au bilan, supprimer toute protection des emplois ne permettrait que d'accroître faiblement l'emploi des plus de jeunes tout en pénalisant le reste de la population employée.



**Figure 4. Propriétés simulées du modèle :
l'impact d'une suppression de toute protection des emplois**

3.5. Autorisation généralisée du CDD pendant 1 an vs. généralisation du CDI actuel

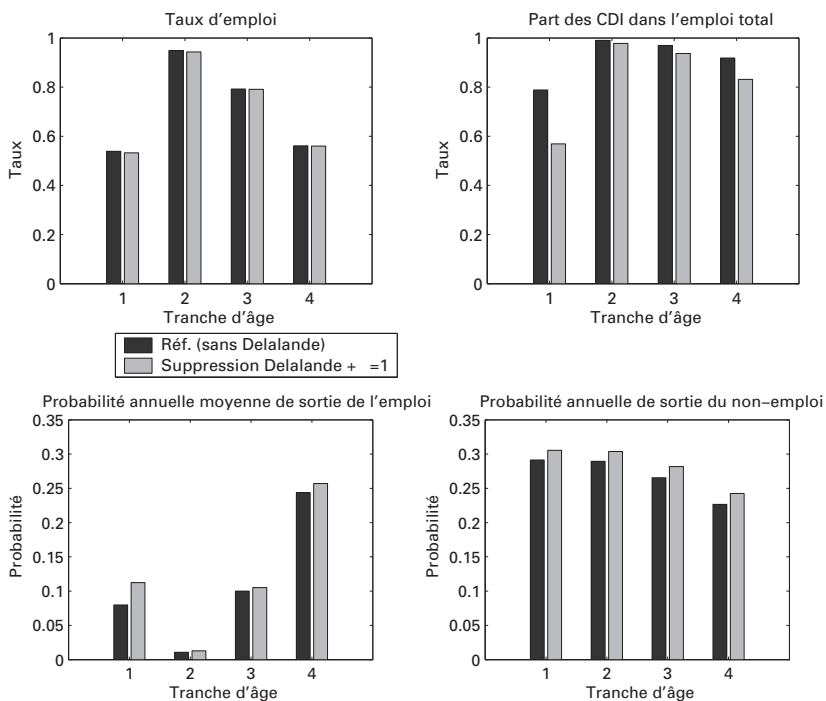
Autoriser un recours systématique au CDD (pendant 1 an par hypothèse de notre modélisation $\Leftrightarrow \mu = 0,5 \rightarrow 1$), tout en maintenant la protection des emplois dans le cadre des CDI, constitue une réforme « intermédiaire » : ne

22. À l'inverse, une faible taxation des licenciements conduit à fortement réduire la probabilité de licenciement des seniors, car il peut être dans l'intérêt des entreprises d'attendre la retraite de l'individu pour échapper à la taxe.

peut-elle pas favoriser l'emploi des plus jeunes sans pénaliser celui des plus vieux ?

La figure 5 souligne que l'impact sur l'emploi n'est pas significatif, quelle que soit la catégorie d'âge considérée. Les créations et destructions d'emplois sont simultanément accrues et se compensent quasi exactement en matière d'emplois. En particulier, si l'emploi des jeunes est relativement plus sensible à l'augmentation du taux de sortie du non-emploi, on observe cependant une plus forte augmentation de la probabilité moyenne de sortie de l'emploi pour les 20-24 ans. En effet, la taxation des licenciements étant, dans notre scénario, maintenue à son niveau actuel, une forte proportion des CDD ne sont pas convertis en CDI à l'issue de la première année, conduisant les individus à de nouveau être exposés au risque de mismatch avec un futur employeur. Ce phénomène ne concerne que marginalement les plus de 25 ans qui sont dans 95 % des cas en CDI.

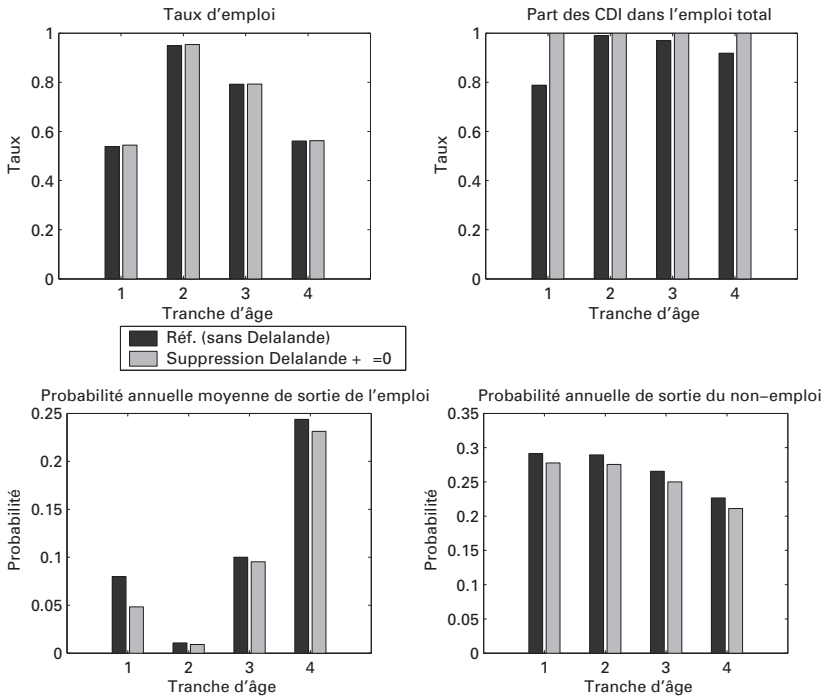
L'existence des CDD n'apparaît finalement pas en mesure de favoriser l'emploi des jeunes dans un contexte où subsiste un effet de seuil important dans le coût de destruction d'un emploi.



1=20-24, 2=25-49, 3=50-54, 4=55-59

Figure 5. Propriétés simulées du modèle : l'impact d'une généralisation du recours au CDD

La généralisation du CDI actuel (pas de recours possible aux CDD durant la première année $\Leftrightarrow \mu = 0,5 \rightarrow 0$) produit des effets exactement opposés à ceux de l'autorisation généralisée du CDD pendant un an, avec donc un impact là aussi quasi nul sur l'emploi toute catégorie d'âges confondue (figure 6).



1=20-24, 2=25-49, 3=50-54, 4=55-59

**Figure 6. Propriétés simulées du modèle :
l'impact d'une généralisation du CDI actuel**

3.6. Le rôle du niveau de taxation des licenciements

Faciliter ou restreindre l'utilisation du CDD sur une durée limitée (1 an dans nos simulations) apparaît donc comme une question « du second ordre », au moins dans le scénario envisagé de maintien du coût de rupture des CDI à un niveau équivalent approximativement 5 mois de salaires.

Le niveau du coût de licenciement apparaît en revanche déterminant (cf. figure 4 simulant le cas où ce coût deviendrait nul). La figure 7 en donne une nouvelle illustration en simulant les cas d'une réduction par 2 vs. d'un dou-

blement du coût de licenciement. On note en particulier que dans ce dernier scénario, l'augmentation de la protection des emplois profite largement aux individus de plus de 50 ans, pénalise faiblement les 25-49 ans et plus significativement les 20-24 ans.

La figure 8 simule l'incidence sur les taux d'emploi d'une généralisation du CDI, en faisant varier le niveau du coût de licenciement associé à cet unique contrat²³. Dans une « simple » perspective d'emploi agrégé, il n'est pas souhaitable d'aller trop loin dans la protection des emplois : au-delà d'un certain niveau, l'augmentation de l'emploi des seniors ne permet plus de compenser la baisse de l'emploi des autres. Le niveau maximal d'emploi total serait néanmoins obtenu *via* approximativement un doublement du coût de licenciement, mais il en résulterait une diminution de près de 20 points du taux d'emploi des 20-24 ans. Une augmentation de 20 % coût de licenciement, c'est-à-dire l'instauration d'une nouvelle taxe approximativement égale à 1 mois du salaire moyen, permettrait quant à elle de maximiser l'emploi des 25-49 ans (+3 points), augmenterait également l'emploi des seniors, mais pénaliserait toujours l'emploi des plus jeunes.

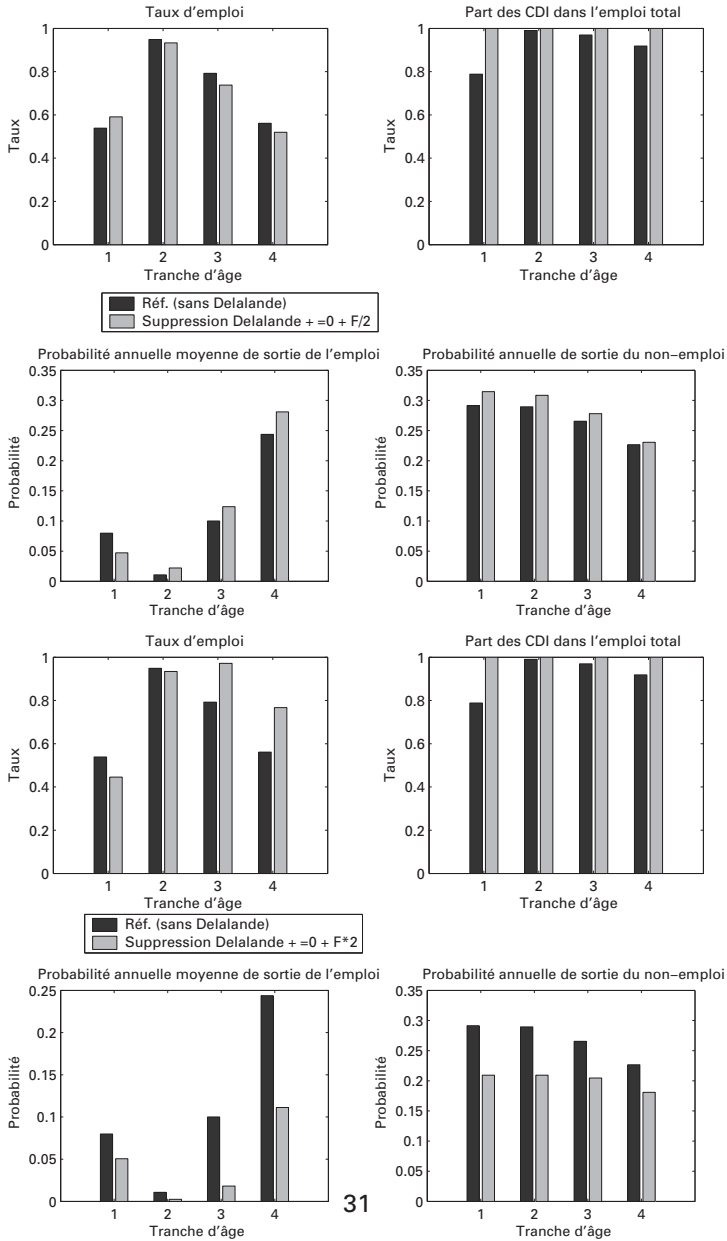
4. Conclusion

La principale contribution de cette étude est de mettre en évidence que la protection des emplois, en réduisant simultanément les destructions et créations d'emplois, s'avère favorable à l'emploi des seniors mais défavorable à l'emploi des jeunes. Globalement, la suppression de toute protection des emplois en France conduirait néanmoins à réduire le taux d'emploi agrégé, *i.e.* diminuerait plus l'emploi des seniors qu'elle n'augmenterait l'emploi des jeunes. De même, il existe un seuil de taxation des licenciements au-delà duquel la diminution des licenciements des seniors ne compenserait plus la baisse globale des créations d'emplois ; il en résulterait donc une baisse de l'emploi global. Par ailleurs, l'existence des CDD n'apparaît pas en mesure de favoriser l'emploi des jeunes dans un contexte où subsiste un effet de seuil important dans le coût de destruction d'un emploi.

Notre étude plaide donc finalement pour une généralisation du CDI et le maintien d'une protection de l'emploi significative dont le niveau dépendrait de l'arbitrage en termes d'âges, c'est-à-dire d'autant plus faible (élevé) que les jeunes (seniors) constituent la « cible » privilégiée par la réforme.

Une limite de notre analyse tient au critère d'évaluation retenu, c'est-à-dire l'emploi. Une analyse en termes de bien-être permettrait d'étendre nos résultats. Chéron, Hairault et Langot [2008] ont déjà souligné que l'équilibre du marché du travail dans un cadre avec cycle de vie est en général sous-optimal, à cause d'externalités inter-générationnelles. Dans ce contexte, et

23. Cette variation du coût anticipé peut être apparentée à une simplification des procédures lorsqu'est envisagée la diminution de ce coût ou à l'instauration d'une taxe supplémentaire lorsque son augmentation est considérée.



1=20-24, 2=25-49, 3=50-54, 4=55-59

Figure 7. Propriétés simulées du modèle : généralisation du CDI et modification du coût de licenciement

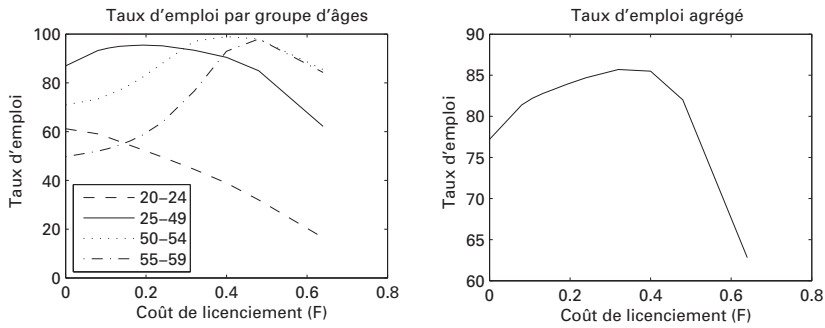


Figure 8. Niveau du coût du licenciement et taux d'emploi par âge (Étalonnage de référence : $F = 0,16$)

en dehors de toute considération institutionnelle (existence de deux types de contrats CDD/CDI, et distorsions liées à l'assurance chômage négligées), il est montré qu'une taxation optimale est dépendante de l'âge, typiquement croissante puis décroissante.

Références bibliographiques

- ABOWD J. et ALLAIN L. [1996], Compensation Structure and Product Market Competition, *Annales d'Économie et Statistiques*, 41/42, 207-217.
- BEHAGHEL L., Les effets de la protection des emplois sur les travailleurs âgés en France : une étude de la contribution Delalande, *Annales d'Économie et de Statistiques*, A paraître.
- BLANCHARD O.-J. et TIROLE J. [2003], Protection de l'Emploi et Procédures de Licenciement, *Rapport pour le Conseil d'Analyse Économique*.
- BLANCHARD O.-J. et LANDIER A. [2003], The Perverse Effect of Partial Labor Market Reform : Fixed Duration Contracts in France, *The Economic Journal*, **112**, 214-244.
- CAHUC P. et CARCILLO S. [2006], Que peut-on attendre des contrats nouvelle embauche et première embauche ?, *Revue Française d'Économie*.
- CAHUC P. et KRAMARZ F. [2005], De la Précarité à la Mobilité : vers une Sécurité Sociale Professionnelle, *Rapport pour le Ministre des Finances et de l'Industrie, et le Ministre du Travail et de la Cohésion Sociale*.
- CAHUC P. et POSTEL-VINAY F. [2005], Temporary Jobs, Employment Protection and Labor Market Performance, *Labour Economics*, **9**, 63-91.
- CAHUC P. et ZYLBERBEG A. [2004], *Labor Economics*, MIT Press.
- CHÉRON A. [2006], Le Plan National d'Action pour l'Emploi des Seniors : « Bien, mais peut mieux faire », *EDHEC Position paper*.
- CHÉRON A., HAIRAUT J.-O. et LANGOT F. [2007], Life Cycle Equilibrium Unemployment, *IZA Discussion Papers*.
- CHÉRON A., HAIRAUT J.-O. et LANGOT F. [2008], The Age-Design of Firing Taxes and Hirings Subsidies in the Theory of Job Création and Job Destruction, *mimeo*.

- GARIBALDI P. et VIOLANTE G. [2002], Firing Tax and Severance Payment in Search Economies : A Comparison, *CEPR Discussion Paper*, **3636**.
- JAMET S. [2005], Améliorer la performance du marché du travail, *Etudes économiques de l'OCDE : France*.
- JUNOD B. [juillet 2006], Le CDD : un Tremplin vers le CDI dans Deux Tiers des Cas... Mais Pas Pour Tous, *Document d'Études DARES* n° 117.
- KRAMARZ F. et MICHAUD M.-L. [2006], The Shape of Hiring and Separation Costs, *CEPR Working Papers*.
- MARTIN J. P. [1996], Measures of replacement rates for the purpose of international comparisons : a note, *OECD Economic Studies*, **26**.
- MORTENSEN D. T. et PISSARIDES C. [1994], Job creation and job destruction in the theory of unemployment, *Review of Economic Studies*, **61**, 397-415.
- MORTENSEN D. T. et PISSARIDES C. [1999], New developments in models of search in the labor market, *Handbook of Labor Economics*, North-Holland : Amsterdam.
- PISSARIDES C. [2000], Equilibrium unemployment, MIT Press.