

# LE MARCHÉ DU TRAVAIL APRÈS 50 ANS : éléments de comparaison franco-américaine

---

*Le taux d'emploi des plus de 50 ans est l'un des enjeux majeurs du débat sur la retraite (Conseil d'Orientation des Retraites, 2002 et 2004). Mais le sujet a aussi une dimension économique plus large. La prise de conscience d'une divergence des PIB par tête entre l'Europe et les États-Unis a conduit de nombreux observateurs à s'interroger sur les raisons de cet écart. Des évolutions différentes de la productivité ont pu y contribuer<sup>1</sup>. Mais il y a peu de doutes que l'essentiel du phénomène tient à l'écart entre les volumes de travail par tête dans les deux zones géographiques (Ménard, 2004). Cet écart résulte à la fois d'une durée usuelle du travail plus courte pour les individus en emploi et d'une durée totale de la vie en emploi qui est elle aussi plus courte. Une telle prise de conscience avait conduit l'Union européenne à promouvoir la remontée des taux d'emploi aux âges élevés, à travers les objectifs dits de Stockholm puis de Barcelone. Le premier objectif visait à un taux d'emploi de 50 % pour les 55-64 ans ; le second visait à remonter de cinq ans l'âge moyen de sortie d'activité. On sait que le problème se pose avec une acuité particulière en France, où le taux d'emploi des 50 ans et plus est l'un des plus bas d'Europe. Au cours des années écoulées, une littérature abondante a été consacrée à l'emploi des seniors (Guillemard, 2004). Les travaux économiques ont souvent mis l'accent sur les mécanismes qui jouent du côté de l'offre de travail (Blöndal et Scarpetta, 1999 ; Gruber et Wise, 2004 ; Duval, 2004). Ces études suggèrent que les faibles taux d'activité aux âges élevés pourraient s'expliquer par la faiblesse des incitations financières au travail passé un certain âge, qu'elles soient dues au système de retraite proprement dit ou à différents dispositifs de retraite anticipée ou de préretraite. Un tel facteur joue certainement un rôle en France. Notre système de retraite avait précisément été réformé au début des années 1980 pour conduire à une concentration des liquidations à l'âge de 60 ans. Mais des problèmes se posent également du côté de la demande de travail des entreprises. Si le but est de rétablir des taux d'emploi plus élevés pour les 55-64 ans, nous avons besoin de politiques qui jouent sur deux leviers : améliorer l'incitation au travail pour les travailleurs âgés, mais également encourager les employeurs à conserver voire à embaucher ces travailleurs.*

---

1. Voir le dossier « La productivité depuis 1990 » publié dans l'édition précédente de ce rapport (Insee, 2004).

*Les approches les plus récentes du sujet s'efforcent donc de combiner ces deux aspects du problème (Lerais et Marioni, 2004 ; Marioni, 2005 ; OCDE, 2005). Suivant une démarche analogue, ce dossier propose une synthèse de quelques travaux récents consacrés à ces deux aspects du marché du travail des seniors et met ces travaux en regard d'éléments équivalents relatifs à la situation américaine. L'optique est de faire ressortir quelques-uns des contrastes les plus importants entre les deux pays et non de conduire un examen systématique de tout ce qui différencie les marchés du travail des seniors : un tel examen dépasserait largement le format de ce dossier<sup>2</sup>.*

*Après un bref rappel de quelques faits stylisés concernant l'emploi des travailleurs âgés en France et aux États-Unis, la deuxième section se centrera sur le côté offre de travail. Elle évoquera notamment ce que pourrait être l'incidence des réformes françaises de 1993 et 2003 sur l'offre de travail après 55 ans.*

*La troisième section s'intéressera au côté de la demande. Elle discutera notamment d'un des obstacles les plus souvent cités à l'emploi des travailleurs âgés en France, à savoir le rapport entre leur salaire et leur productivité. On verra que les résultats empiriques sur ce point restent ambigus. Les travailleurs âgés qui sont encore en emploi ne semblent pas voir leur productivité chuter fortement en dessous de leur niveau de salaire. Mais ceci ne permet pas de rejeter l'idée que les travailleurs âgés qui ont été exclus du marché du travail l'aient été en raison d'une productivité relative devenue insuffisante, que cela résulte de problèmes de santé, de l'obsolescence des technologies qu'ils maîtrisaient ou de certaines formes de concurrence internationale, celles visant les industries traditionnelles où la main-d'œuvre âgée est davantage représentée<sup>3</sup>. Face à ce type de problème, il existe deux réponses polaires. Le système américain fait assez largement peser le poids de l'ajustement sur les salariés: ceux-ci parviennent certes assez fréquemment à se réinsérer dans l'emploi, mais c'est au prix de pertes de salaire substantielles. La France a plutôt choisi de privilégier la couverture passive de ce risque de fin de carrière. Un tel système a ses avantages, mais il pose un problème de régulation : il faut éviter que ce type de dispositif ne soit sur-utilisé. Cette régulation peut consister en un contrôle quantitatif des flux d'entrée dans les dispositifs ou s'appuyer sur des pénalités financières. La quatrième section de ce dossier résumera des travaux récents qui ont cherché à évaluer les effets de ce second groupe d'instruments. On conclura sur les conséquences de ces divers constats pour l'évolution future du marché du travail des travailleurs seniors.*

---

2. Ce dossier est une adaptation de Aubert, Blanchet et Blau (2004).

3. Voir à cet égard le dossier « délocalisations », dans ce même rapport.

## *L'emploi après 55 ans : données de base*

Pour commencer, nous rappellerons quelques données de base concernant l'emploi des travailleurs âgés en France. En matière de taux d'emploi des travailleurs âgés, la France se situe loin derrière une majorité de pays développés, non seulement le Japon et les États-Unis où ces taux restent plutôt élevés, mais aussi en comparaison avec la moyenne des pays de l'Union européenne à quinze (*voir les graphiques 1 et 2* dans le cas des hommes). Tel n'était pas le cas au début des années 1970, où les taux français étaient comparables à la moyenne. La baisse relative du taux d'emploi français a commencé vers 1974 pour le groupe des 60-64 ans<sup>4</sup>, puis durant la première moitié des années 1980 pour le groupe des 55-59 ans. Depuis le milieu des années quatre-vingt, le taux d'emploi des 55-59 ans s'est plus ou moins stabilisé autour de 65 %, alors que celui des 60-64 ans a continué à baisser et n'est plus que de l'ordre de 15 %.

Nous ne montrerons pas les graphiques correspondant pour les femmes, dont l'interprétation est moins directe parce qu'ils combinent deux mouvements contraires : l'effet de l'avancement de l'âge de cessation d'activité et la hausse de l'activité entre générations successives. Mais nous donnons, pour les hommes et les femmes, les probabilités de transition sur le marché du travail entre les âges de 50 et 70 ans qui expliquent les profils des taux d'emploi à ces âges (*graphique 3*). L'une est la probabilité annuelle de sortie de l'emploi, que ce soit vers le chômage, la préretraite, la retraite ou toute autre forme d'inactivité. L'autre est la probabilité de reprise d'emploi pour un individu qui est initialement hors de l'emploi. Les probabilités de sortie de l'emploi présentent des pics aux âges de 60 et 65 ans, dont on connaît le rôle particulier dans le système de retraite français. Mais avant l'âge de 60 ans, les probabilités de quitter ou perdre son emploi sont déjà élevées ; elles dépassent 10 % par an entre 55 et 59 ans. Une analyse plus détaillée de Behaghel (2003) montre par ailleurs que cette probabilité s'est fortement accrue entre la fin des années 1970 et les années 1990 : le groupe d'âge des plus de 50 ans est un groupe d'âge dans lequel l'ancienneté a fortement perdu son rôle protecteur vis-à-vis de la perte d'emploi.

Inversement, si la probabilité d'un mouvement symétrique du non-emploi vers l'emploi est encore légèrement positive à 50 ans, elle devient pratiquement nulle au-delà de 56 ou 57 ans.

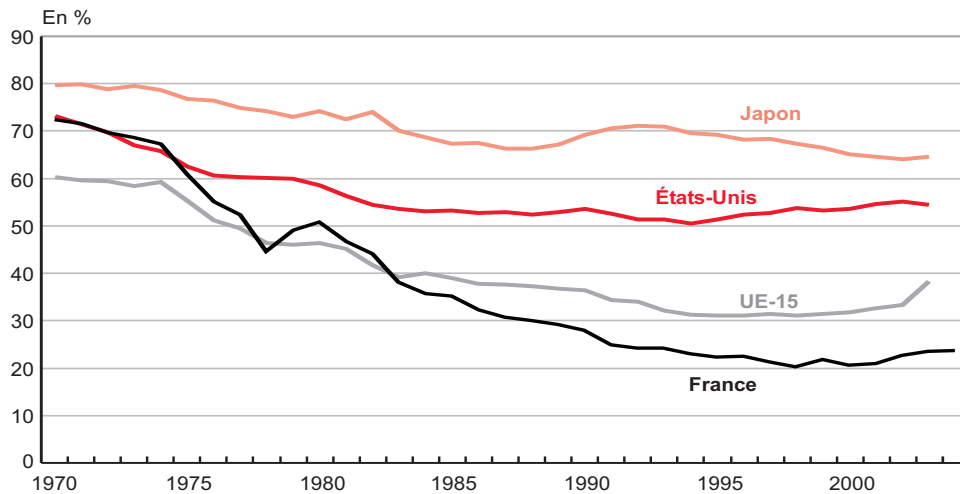
Ce très faible taux de retour à l'emploi contraste avec la situation américaine où les taux de retour vers l'emploi, même s'ils déclinent après 50 ans, le font beaucoup moins qu'en France. Une illustration en est donnée par le *graphique 4*, construit à l'aide de chiffres repris de Cohen et Dupas (2000). Il s'agit des taux de retour à l'emploi des chômeurs un an après leur entrée au chômage, évalués respectivement à partir du PSID (*Panel Study on Income Dynamics*) pour les États-Unis et de l'enquête emploi pour la France. Les données sont anciennes, 1988-92 pour les États-Unis et 1991-96 pour la France, mais ce recul n'a pas d'incidence majeure sur une comparaison qui est d'ordre structurel. Dès les âges médians, on observe une différence importante des taux de retour à l'emploi entre

---

4. La brève remontée en 1977-1979 est due à un effet de composition. La période 1975-1979 correspond à la période durant laquelle les générations creuses nées durant la première guerre mondiale ont traversé ce groupe d'âge. Ceci a d'abord accéléré le déclin du taux d'activité moyen du groupe (puisque cela a fait baisser la part relative des « jeunes » sexagénaires, les plus actifs), puis a conduit à un mouvement de sens inverse (Givord, 2002).

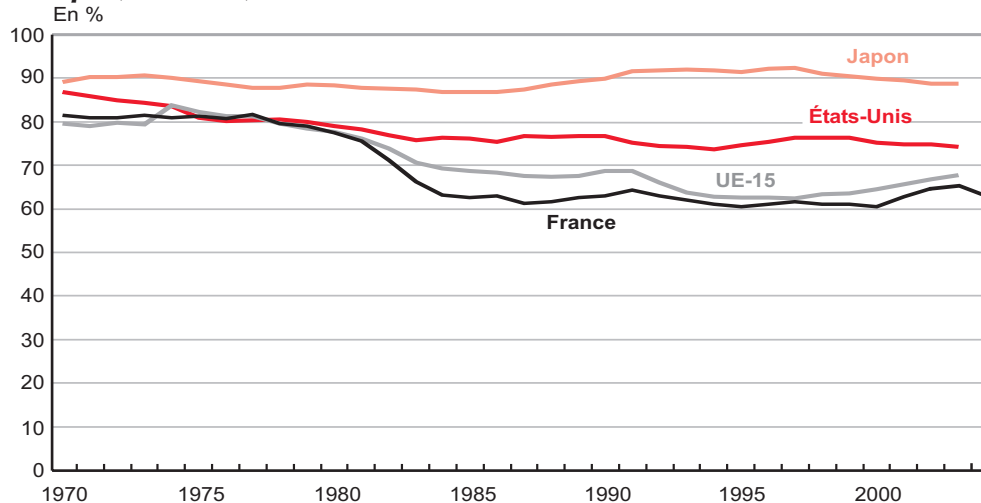
les deux pays, le marché américain étant caractérisé par une plus grande fluidité. Mais cet écart se creuse encore entre 50 et 60 ans : la probabilité de retour à l'emploi d'un chômeur senior aux États-Unis est de 65 % sur un an, près du double de la probabilité de son équivalent français<sup>5</sup>.

**Graphique 1**  
*Taux d'emploi, hommes, 60-64 ans*



Source : OCDE.

**Graphique 2**  
*Taux d'emploi, hommes, 55-59 ans*

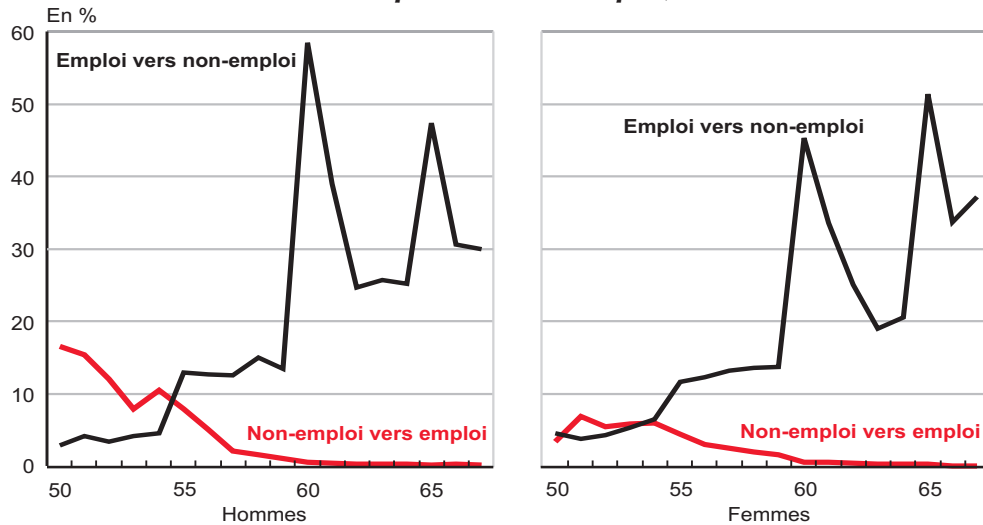


Source : OCDE.

**5.** Cet écart se creuse encore si on élargit le groupe d'âge aux 50-64 ans, comme le font Cohen, Lefranc et Saint-Paul (2000) : selon eux, les probabilités de retour à l'emploi des chômeurs de 50 à 64 ans sont dans un rapport de un à dix entre les deux pays. Il s'agit toutefois de probabilités mensuelles, beaucoup plus variables que les probabilités annuelles (ces dernières neutralisent les mouvements infra-annuels de sens contraires).

### Graphique 3

#### Probabilités de transition entre l'emploi et le non-emploi, France

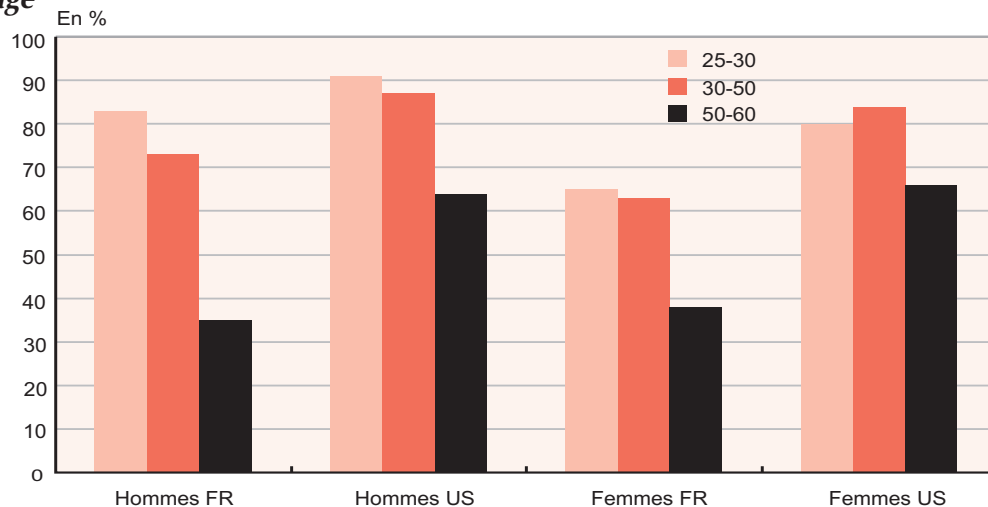


Source : Enquête-emploi, Insee, période 1990-2002, générations 1930 à 1940.

Note : les probabilités de sortie d'emploi sont calculées sur le champ des travailleurs à temps complet, les probabilités de reprise d'emploi incluent à la fois les reprises d'emploi à temps complet et à temps partiel.

### Graphique 4

#### Probabilités annuelles de retour à l'emploi d'un chômeur en France et aux USA, selon le sexe et l'âge



Sources : Pour les États-Unis, données 1988-1992 du PSID ; pour la France, enquêtes Emploi 1991-1996. D'après Cohen et Dupas (2000).

## Du côté de l'offre : barèmes de retraite et incitations financières à l'activité

Il y a peu de doutes qu'une part de ces écarts doit être reliée aux différences de fonctionnement des systèmes de retraite entre les deux pays et à leurs effets sur l'offre de travail. Si on se limite aux 60-64 ans il est clair que la faiblesse de l'activité française à ces âges doit beaucoup au fait que le système français, jusqu'à la réforme de 2003, n'encourageait pas et décourageait même l'activité dans cette tranche d'âge.

Quelles sont plus précisément ces propriétés du système de retraite français qui incitent à la sortie d'activité ? Le *tableau 1* synthétise les règles du régime général du secteur privé et les règles s'appliquant à la fonction publique, en décrivant à la fois les situations avant réformes et celles qui devraient résulter, à terme, des deux réformes de 1993 et 2003. Commençons par l'analyse des situations d'avant réforme.

## Conditions d'avant-réforme

En France, la notion de retraite « normale » renvoie à la notion de retraite à taux plein du régime général. Dans le régime général cette pension à taux plein représente 50 % d'un salaire de référence qui, avant la réforme de 1993, était la moyenne des salaires des dix meilleures années de carrière, tronqués au plafond de sécurité sociale (le plafond de sécurité sociale étant à peu près égal au salaire moyen)<sup>6</sup>.

Les conditions d'accès à ce taux plein étaient cependant complexes. Le cas-type du départ à 60 ans à taux plein supposait non seulement d'avoir 60 ans mais de totaliser 37,5 ans d'assurance. Ne pas remplir ces conditions conduisait à une forte amputation de la pension, sauf à attendre l'âge de 65 ans. Plus précisément la pension subissait un double abattement :

- Un effet dit de proratisation dû au fait que la pension était -et reste- proportionnelle à la durée d'activité, quel que soit l'âge de liquidation. Ainsi, partir avec 36,5 ans de cotisations au lieu de 37,5 conduit à un premier abattement de  $1/37,5^{\text{ème}}$  de la pension.
- Un effet dit de décote : un départ avant 37,5 ans de cotisation ou avant l'âge de 65 ans conduisait à une réduction supplémentaire de la pension d'environ 10 % par année manquante pour atteindre la plus proche de ces deux conditions.

Symétriquement, une caractéristique importante du système français était de n'offrir aucune bonification en cas de départ au-delà de l'âge du taux plein : une fois atteinte la durée de cotisation de 37,5 ans, un report de l'âge de départ ne conduisait à aucune majoration de la pension.

Les fonctionnaires bénéficiaient de règles plus généreuses. Une partie de cette générosité supérieure tenait au fait que ce système était et demeure un système à pilier unique, sans retraite complémentaire. Il est donc normal qu'il fournisse un taux de remplacement plus élevé, avec un taux de remplacement « normal » de 75 % dans le cas d'un départ avec 37,5 ans de cotisation. Mais les fonctionnaires bénéficient également du fait que ce taux de remplacement s'applique à leur tout dernier salaire, et non pas à une moyenne de salaires passés. Pour ce qui concerne l'âge à la retraite, l'âge normal était également de 60 ans pour une majorité de ces fonctionnaires, mais la retraite pouvait et peut encore intervenir dès 55 ans pour certaines catégories de fonctionnaires dites « actives » et exposées à des conditions de travail plus difficiles. Par ailleurs, pour les fonctionnaires, partir sans le nombre requis d'années de cotisations ne conduisait qu'à un abattement limité à l'effet de proratisation, donc beaucoup moins marqué que dans le secteur privé.

---

6. Cette retraite de base est en règle générale complétée par une ou deux pensions versées par les régimes complémentaires (les plus importants étant l'ARRCO et l'AGIRC). Le régime général et les régimes complémentaires, une fois combinés, fournissent un taux de remplacement global qui est de l'ordre de 80 % du dernier salaire.

Nous reviendrons plus loin sur le cas des fonctionnaires, en examinant dans le détail les conséquences de la réforme des retraites de 2003. À ce stade, nous nous intéresserons aux évolutions du régime général et à sa comparaison avec la composante du système américain qui en est la plus proche : l'*Old Age and Survivor's Insurance (OASI)*. Les règles de l'OASI (détaillées dans le *tableau 1*), prévoient un départ possible à 62 ans (*Early Retirement Age*), mais avec un âge de départ dit « normal » (*Normal Retirement Age*) égal à 65 ans et qui, au terme d'une réforme lancée en 1983, devrait tendre à terme vers 67 ans.

**Tableau 1**

**Règles principales des systèmes de retraite de base français (unipensionnés) et américain, avant et après réformes**

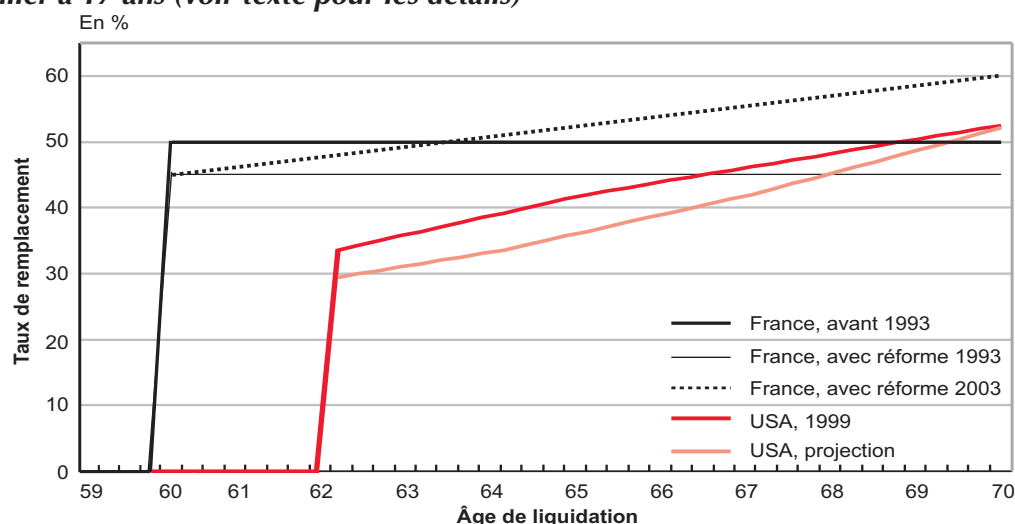
	France, régime général			France, secteur public		États-Unis, OASI	
	Avant la réforme de 1993	Changements introduits par la réforme de 1993	Changements introduits par la réforme de 2003	Avant la réforme de 1993	Changements introduits par la réforme de 2003	Règles initiales	Règles après complète montée en charge de la réforme de 1983
Âge minimal de la retraite	60 ans	Pas de changement		55 ou 60 ans, selon la catégorie	Pas de changement	62 ans	62 ans
Conditions d'âge ou de durée d'assurance pour une retraite à taux normal	N (durée d'assurance) = 37,5 ou Âge = 65	N = 40 ou Âge = 65	Condition sur N portée à 41 ans (d'ici 2012), puis à 41,75 ans en 2020*.	N = 37,5	Condition sur N portée à 41 ans (d'ici 2012), puis à 41,75 ans en 2020*.	Âge=65	Âge= 67
Niveau de pension pour un départ à taux normal	Si N= 37,5, 50 % du salaire moyen des 10 meilleures années, tronqué au plafond de la SS. Si N<37,5 le montant est proratisé.	La période de calcul de la moyenne des salaires passés est portée de 10 à 25 ans (à raison d'un an chaque année entre 1993 et 2008)	Proratisation rapportée à nouvelle durée cible	75 % du dernier salaire	Pas de changement	Fraction du salaire moyen des 35 meilleures années. Barème à taux marginal décroissant de 90 % à 15 % selon le salaire.	Pas de changement
Réduction en cas de liquidation avant le taux normal	Proratisation plus une réduction de 10 % par année manquante	Pas de changement	Réduction par année manquante ramenée à 5 %.	Effet limité à la proratisation	Proratisation plus une réduction de 5 % par année manquante	5/9eme de % par mois manquant	5/9eme de % par mois manquant entre 64 et 67 ans, 5/12eme de % entre 62 et 64 ans.
Bonification en cas de liquidation après l'âge normal	Aucun	Pas de changement	3 % par année de report	Aucune	3 % par année de report	6 % par année de report	8 % par année de report

\* Selon évolutions futures de l'espérance de vie à 60 ans.

Les graphiques 5 à 7 comparent les profils de taux de remplacement selon l'âge de liquidation des deux pays pour trois cas correspondant à des salariés ayant respectivement commencé à travailler aux âges de 17, 20 et 23 ans, et dont on suppose qu'ils ont pu cotiser sans interruption jusqu'à leur départ en retraite. Les première et quatrième séries de chacun de ces graphiques permettent de mesurer l'écart entre les législations initiales ou « avant réforme » pour les deux pays. Le taux de remplacement français était généralement à son maximum à l'âge de 60 ans, la seule exception étant le cas de l'individu ayant commencé à l'âge de 23 ans qui devait se retirer six mois après son soixantième anniversaire pour obtenir sa retraite à taux plein. Le profil américain ne démarrait qu'à l'âge de 62 ans, fournissait un taux très inférieur au taux français à cet âge mais, contrairement au profil français, présentait une pente positive.

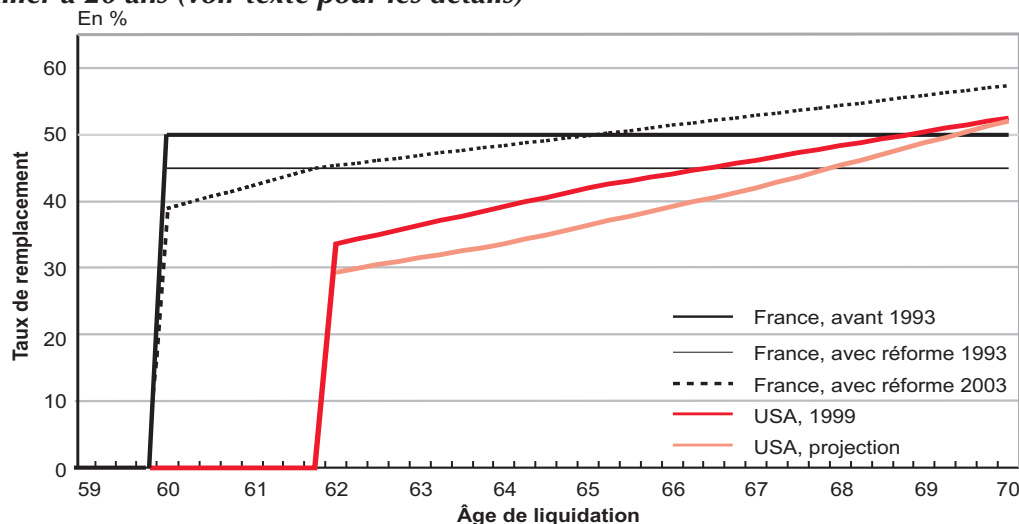
### Graphique 5

**Taux de remplacement selon l'âge de la retraite. Cas d'un individu ayant commencé à travailler à 17 ans (voir texte pour les détails)**



### Graphique 6

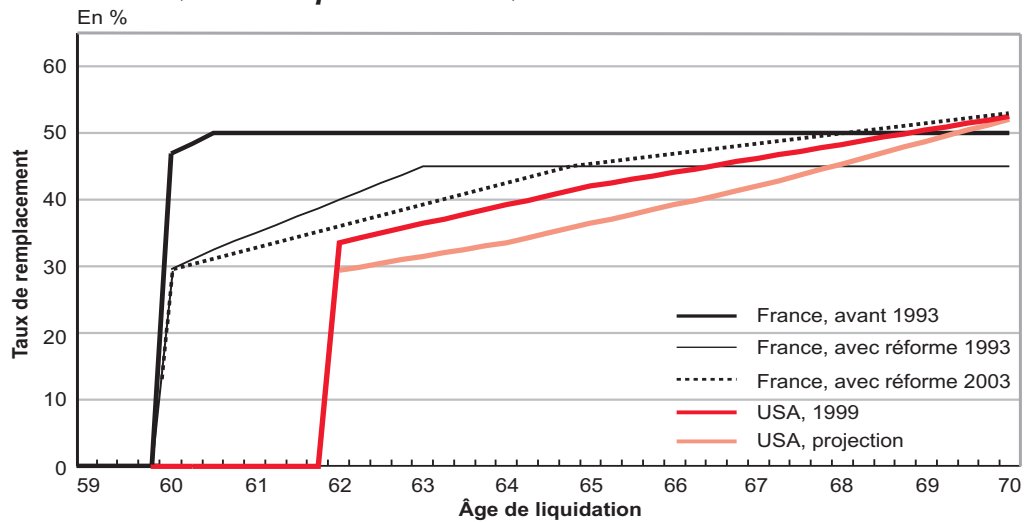
**Taux de remplacement selon l'âge de la retraite. Cas d'un individu ayant commencé à travailler à 20 ans (voir texte pour les détails)**





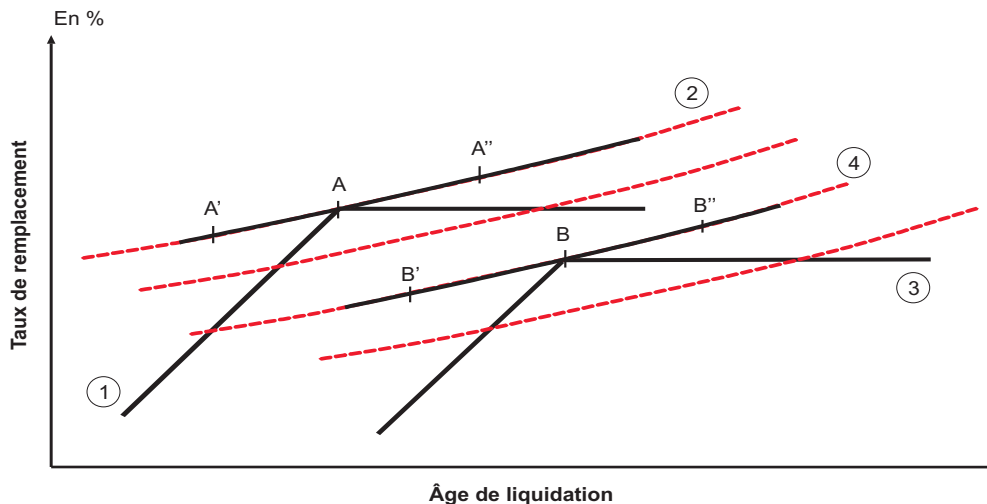
### Graphique 7

Taux de remplacement selon l'âge de la retraite. Cas d'un individu ayant commencé à travailler à 23 ans (voir texte pour les détails)



### Graphique 8

Trois scénarios pour la modifications du profil des droits à la retraite



1. Profil initial.
2. Passage à un profil actuariel autour de l'âge normal A du profil 1.
3. Translation du profil 1.
4. Combinaisons des changements de type 1 et 2.

## Scénarios de réforme

On avait donc deux systèmes aux règles initiales très différentes : un système français dont le barème présentait un point anguleux très marqué, avant lequel l'arrêt d'activité était fortement pénalisé et au-delà duquel la poursuite de l'activité était peu encouragée, opposé à un système américain présentant un barème globalement décalé vers la droite ou vers le bas, mais en même temps plus lisse.

Ce second profil est approximativement conforme à une règle dite de « neutralité actuarielle », qui vise à rendre le choix de l'âge de la retraite le plus neutre possible vis-à-vis du rapport entre cotisations versées et prestations reçues. On a stylisé ce type de barème par les lignes pointillées du *graphique 8*. Le principe de ces barèmes est de tenir compte de ce qu'une année de travail supplémentaire a deux effets mécaniques pour la balance cotisations/prestations du salarié : le fait qu'il cotisera un an de plus et le fait qu'il touchera sa retraite pendant un an de moins. La règle de neutralité actuarielle consiste à compenser exactement cette double perte par une majoration du niveau de la pension. Par exemple, si le décalage d'un an de l'âge de la retraite fait passer le nombre d'années de cotisations de 40 à 41 ans (soit + 2,5 %) et la durée de perception de la pension de 25 à 24 ans (soit - 4 %), la hausse du taux de remplacement qui compense cette double perte doit être de 6,5 %<sup>7</sup>. On notera qu'il n'existe pas de barème actuariellement neutre unique. Il faut plutôt parler d'une famille de barèmes neutres, correspondant à des couples cotisations/prestations plus ou moins élevés.

Ce diagramme permet de discuter des options qui étaient possibles pour une réforme du système français. La situation française initiale peut y être grossièrement stylisée par le barème 1, avec un âge de départ « normal » correspondant au point anguleux A (égal à 60 ans ou plus selon le nombre d'années de cotisations atteint à cet âge). À partir de ce barème, une première option était la transition vers un barème de type 2, c'est-à-dire le passage à un barème actuariellement neutre autour de l'âge de retraite initial (point A). Une deuxième option était le passage au barème 3 correspondant à un mouvement global du barème initial sans changement de sa forme générale. La dernière option combine les deux premières et conduit au barème de type 4.

La réforme du type 1→4 aurait eu l'avantage de ne faire que des gagnants, au moins sous l'hypothèse d'absence d'effets d'éviction sur le marché du travail. Mais son effet final aurait été totalement ambigu sur l'âge moyen de liquidation. Elle aurait aussi bien pu les déplacer vers les points A' et A''. Et même si l'effet avait été positif, le résultat aurait été neutre pour l'équilibre des régimes de retraite, après une période de transition. Il y aurait certes eu baisse ou plutôt freinage de la hausse du nombre de retraités, mais ceci aurait été compensé à terme par l'élévation du niveau de pension moyen. Un mouvement de type 1→3 a un impact plus assuré sur l'âge de liquidation, mais il a pour conséquence de pénaliser très fortement les individus qui restent contraints de partir à un âge précoce, et il n'offre aucune possibilité de corriger la baisse du taux de remplacement par une prolongation de l'activité au-delà de l'âge normal. L'évolution de type 1→4 permet d'amortir ces effets défavorables (points B' et B'').

À quel type de mouvement ont correspondu les réformes de 1993 et 2003 ? On peut considérer que la réforme de 1993 a essentiellement consisté à passer d'un barème de type 1 à un barème de type 3. Elle a programmé un accroissement progressif du nombre d'années de contribution requis pour atteindre le taux plein de 37,5 ans pour les générations nées en 1943 ou avant à 40 ans pour celles nées en 1953 et au-delà, c'est-à-dire un accroissement d'un trimestre par an pendant 10 ans. Simultanément, cette réforme a changé les règles de calcul du salaire de référence dans un sens moins favorable, qui devrait à terme mener à une baisse d'à peu près 10 % du taux de remplacement à taux plein

---

7. Le calcul exact fait aussi intervenir le risque de mortalité qui intervient avant et au tour de l'âge de la retraite, mais celui-ci n'intervient qu'au deuxième ordre.

(COR, 2001 ; Bardaji et al., 2003) : le principal outil pour ce faire a été d'accroître la période prise en compte pour le calcul du salaire de référence, de 10 à 25 ans, en combinant cette modification avec l'adoption d'une règle de revalorisation des salaires passés fondée sur les seuls prix (au lieu d'une revalorisation fondée sur le calcul du salaire moyen).

En revanche, il n'y avait eu aucune tentative, à ce stade, de rapprocher le barème de la neutralité actuarielle, puisque la réforme de 1993 n'avait pas touché à la décote et n'avait pas corrigé l'absence de bonification pour liquidation après le taux plein. Cette neutralité actuarielle ne constitue évidemment pas une norme idéale sur laquelle tout système de retraite devrait parfaitement s'aligner. Outre le fait que sa définition rigoureuse pose des problèmes techniques, il existe des arguments économiques pour justifier certaines déviations par rapport à cette norme (Blanchet, Brousse et Okba, 1996 ; Blanchet et Caussat, 2000, Guérin et Legros, 2003). Par exemple on peut distordre volontairement le barème en faveur des départs précoces si on veut effectuer une redistribution en faveur des individus qui ont le plus de raisons d'opter pour ce départ précoce (tels que les individus en mauvaise santé ou à faible espérance de vie), ou on peut utiliser la taxation du travail aux âges élevés pour accélérer le renouvellement de la main-d'œuvre. L'ampleur de l'écart à cette norme qu'on constatait dans le cas français était néanmoins difficile à justifier. C'est pourquoi la seconde réforme, pour sa part, a combiné, selon les individus, des modifications de type 1→3 avec des modifications des types 1→2 ou 3→4.

La réforme de 2003 a eu trois volets importants. Tout d'abord, elle a transposé une partie de la réforme de 1993 au secteur public, dans lequel la condition de durée était restée inchangée à 37,5 ans, avec une convergence prévue pour 2008. D'autre part, elle a entamé un mouvement simultané dans les deux secteurs afin de porter la condition de durée à 41 ans en 2012, puis à 41,75 ans en 2020 sur la base des évolutions anticipées de l'espérance de vie. Le troisième volet a consisté à rapprocher la forme du barème de la règle de neutralité actuarielle. Avant l'âge du taux plein ceci passe par un assouplissement du barème dans le secteur privé où il était plus pénalisant que la neutralité actuarielle pour les départs précoces et par un durcissement dans le secteur public où la situation inverse prévalait. Après l'âge du taux plein, ceci passe dans les deux régimes par l'introduction d'une bonification, dite encore surcote, de 3 % par année travaillée au-delà du taux plein.

Nous pouvons revenir aux *graphiques 5 à 7* pour voir avec plus de précision l'impact de ces deux réformes pour nos trois cas-types. Puisque les réformes n'ont pas affecté directement les conditions d'âge, mais uniquement la condition sur la durée de cotisation, leur impact est fortement différencié selon l'âge d'entrée dans l'emploi. Une telle propriété va dans le sens de l'équité si elle favorise les salariés à faibles revenus qui ont accédé à l'emploi à des âges très jeunes et qui ont généralement une espérance de vie plus faible que les autres catégories de salariés. La réforme de 2003 a d'ailleurs ajouté un dispositif allant explicitement dans cette même direction, puisqu'elle a introduit une possibilité de retraite avant l'âge de 60 ans avec 40 ans de cotisation pour des personnes ayant actuellement atteint la cinquantaine et ayant commencé à travailler à des âges de 14, 15 ou 16 ans.

La comparaison des *graphiques 5 à 7* confirme cet impact différencié. Pour les individus ayant commencé travailler à 17 ou 20 ans (en supposant une activité continue à partir de cet âge), la réforme de 1993 a uniquement eu pour effet de translater le barème vers le bas, mais sans changement de son profil, qui est plat avant comme après la réforme. Pour

les individus ayant commencé à travailler à 23 ans, la réforme a introduit une pénalité additionnelle en cas de retraite à 60 ans. La réforme de 2003 a des implications plus fortes, même si elle n'a aucun effet réducteur additionnel sur le taux «normal» de remplacement. Pour un individu ayant commencé à travailler tôt, elle n'affecte pas le droit à pension à l'âge de 60 ans, mais elle lui permet d'augmenter son niveau de pension en acceptant un report de la liquidation<sup>8</sup>. On peut dire que, pour cette catégorie d'individus, le changement est du type 1→2 plutôt que 1→4.

Pour un individu ayant commencé à travailler à 20 ans, l'âge auquel le taux plein est atteint est déplacé de 60 à 61,75 ans. Autour de ce nouvel âge pivot, il fait face à une pénalité plus basse qu'avant réforme en cas de retraite plus précoce, et il a une incitation à continuer à travailler. Nous avons typiquement affaire à un changement du type 1→4. C'est pour l'individu qui a commencé à travailler à 23 ans (*graphique 7*) que les réformes ont eu ou vont avoir les effets les plus forts. Pour cet individu, la réforme de 1993 a déjà introduit une forte pénalité en cas de départ avant l'âge de 63 ans. La nouvelle réforme de 2003 ne changera pas beaucoup cette pénalité en cas de départ dès 60 ans, en raison de la compensation entre l'accroissement de la durée requise pour le taux plein et la réduction de la pénalité par année d'anticipation. Mais la réforme réduit le niveau de pension pour tous les cas de départ entre 60 et 65 ans.

En fait, pour cet individu, la réforme de 2003 rapproche fortement le profil français du profil américain initial. Cependant, dans le même temps, ce profil des États-Unis aura lui-même été décalé vers la droite, suite aux changements à long terme induits par la réforme de 1983, et sans présager des effets additionnels des nouvelles réformes envisagées dans ce pays. Ainsi, les conditions de calcul des pensions et leurs liens avec l'âge demeureront sensiblement différents à l'avenir entre les deux pays. Les réformes de 1993 et 2003 en France constituent néanmoins un changement majeur, en particulier parce que ces nouvelles règles interagiront avec l'entrée plus tardive dans la vie active des générations concernées. Le fait que la pension dépende du nombre d'années de contribution au moins autant que de l'âge de liquidation donne un rôle crucial à cet âge d'entrée dans vie active. Cet âge ayant augmenté tout au long des quarante dernières années, le nombre de personnes concernées par le profil plat 4.a diminuera à l'avenir tandis qu'augmentera le nombre de personnes concernées par les profils 4.b et surtout 4.c, plus proches de la neutralité actuarielle.

## Prévoir l'impact des réformes de 1993 et 2003

Comment évaluer plus précisément l'impact des réformes françaises sur l'offre de travail ? Cette évaluation suppose de disposer d'au moins deux instruments : un modèle comportemental décrivant comment un individu donné réagit au changement des incitations qui ont été décrits, et un modèle qui projette, aux divers horizons, la distribution des personnes selon l'âge à l'entrée en activité et les autres caractéristiques qui affectent les incitations auxquelles elles font face. Étant données les règles de calcul des retraites, ceci suppose un modèle de projection complet des carrières individuelles.

Le modèle de microsimulation dynamique Destinie, qui a été développé à l'Insee au cours des dix dernières années, remplit ces deux conditions. Ce modèle projette, à l'horizon de 2040, les trajectoires d'emploi et de salaires d'un échantillon d'environ 50 000

---

8. À noter qu'un tel report s'avère également bénéfique pour l'équilibre du système, dans la mesure où la bonification reste sous-actuarielle.

**Tableau 2**

**Impact de la réforme de 1993 sur l'âge moyen à la liquidation dans le secteur privé (modèle d'arbitrage)**

Génération	Âge de liquidation, sans réforme			Effet de la réforme (décalage en années)		
	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes
1935-40	61,2	60,4	61,9	0,3	0,4	0,2
1940-44	61,3	60,4	62,2	0,2	0,2	0,3
1945-54	61,2	60,5	61,8	0,4	0,4	0,4
1955-64	61,1	60,7	61,4	0,5	0,4	0,5
1965-74	61,5	61,2	61,7	0,6	0,7	0,5

Source : modèle DESTINIE.

**Tableau 3**

**Impact de la réforme de 2003 sur l'âge moyen à la liquidation dans les secteurs privé et public**

Génération	Secteur privé				Secteur public, modèle d'arbitrage	
	Hypothèse de départ à taux plein		Modèle d'arbitrage		Âge de liquidation avant réforme 2003	Effet de la réforme
	Âge de liquidation avant réforme 2003	Effet de la réforme	Âge de liquidation avant réforme 2003	Effet de la réforme		
1945-54	61,8	0,0	61,6	0,0	58,6	1,6
1955-64	61,8	0,7	61,6	0,4	57,9	2,2
1965-74	62,5	0,8	62,1	0,2	58,6	2,2

personnes tirés des enquêtes « Patrimoine » qui fournissent des informations rétrospectives sur les carrières des enquêtés. La version actuelle de ce modèle est basée sur l'édition 1998 de cette enquête. Le modèle projette les carrières selon des jeux de probabilités de transition et avec des équations de salaire estimées à partir des données de l'enquête emploi. Les premières versions de ce modèle s'appuyaient sur une représentation simple du comportement de retraite, à savoir l'hypothèse d'une liquidation systématique au taux plein. Cette hypothèse peut être considérée comme relativement réaliste pour le passé, mais devrait devenir de moins en moins appropriée avec la montée en régime de la réforme de 2003. Se tenir à cette hypothèse de liquidation à taux plein reviendrait à exclure a priori tout effet du changement des règles de pénalisation ou de bonification de part et d'autre du départ à taux plein, une hypothèse difficile à défendre<sup>9</sup>. Pour cette raison, le modèle a été enrichi au cours des dernières années par un module qui donne une représentation moins rigide du choix de l'âge de départ en retraite, qui est

9. Même pour la réforme de 1993, il semble que les reports n'aient pas parfaitement suivi la remontée de l'âge d'accès au taux plein (Bozio, 2004).

une adaptation du modèle d'arbitrage de Stock et Wise (Stock et Wise, 1990 ; Mahieu et Sédillot, 2000). Ce modèle consiste à considérer que l'individu reste en activité tant qu'il existe un âge de liquidation ultérieur qui lui procure un niveau d'utilité intertemporelle plus élevé, compte tenu de son salaire, du lien entre son âge de départ et ses droits à retraite, de sa préférence pour le loisir, de son aversion pour le risque et de sa mortalité.

Les *tableaux 2 et 3* résument brièvement l'état actuel des simulations qui ont pu être établies à l'aide de ce modèle Destinie. Les résultats du *tableau 2* ne concernent que le secteur privé, puisqu'il présente des résultats de la réforme 1993. Deux facteurs de changement de l'âge à la liquidation peuvent y être distingués : même avec les règles d'avant 1993, l'augmentation de l'âge à l'entrée dans la population active aurait causé, à elle seule, une augmentation moyenne de 0,3 an de l'âge de liquidation qui serait passé de 61,2 à 61,5 ans. À ceci s'ajoute l'impact de la réforme proprement dite, y compris son interaction avec cet âge croissant à l'entrée sur le marché du travail : ceci ajoute 0,6 an de plus, soit au total une augmentation de presque un an entre la cohorte 1935-1940 et la cohorte 1965-74.

Le *tableau 3* montre l'effet additionnel de la réforme de 2003 (Buffeteau et Godefroy, 2005). Dans le secteur privé, l'impact additionnel de cette nouvelle réforme reste faible. Ceci tient au fait que la réforme a des effets à double sens : le durcissement supplémentaire des conditions d'accès au taux plein et la surcote poussent au report, mais l'assouplissement de la décote peut au contraire conduire certains individus à avancer leur âge de départ. L'effet final global, tous niveaux confondus, est un report de 0,4 an pour la génération 1955-64 qui redescend à 0,2 an pour la génération suivante. En neutralisant les effets de la décote et de la surcote, en revenant donc à l'hypothèse de départ systématique au taux plein, les mêmes hausses seraient supérieures, de respectivement 0,7 et 0,8 an. Ceci suggère une incidence potentielle importante de l'assouplissement de la décote, qui reste évidemment à confirmer.

Dans le secteur public, les changements sont, comme prévu, beaucoup plus importants. La réforme conduit à une augmentation de l'âge de liquidation comprise de 1,6 an pour la première génération, de 2,2 ans pour chacune des générations suivantes. Dans l'ensemble, l'impact global prévu pour cette réforme, du côté de l'offre, est une augmentation de l'âge moyen à la liquidation d'environ 1,8 an, qui se traduirait par une augmentation de l'offre de travail d'environ 640 000 personnes à l'horizon 2020. Globalement, en cumulant les réformes de 1993 et de 2003 et la tendance qui aurait été observée même sans réforme, on s'attend à un taux d'activité des 60-64 ans de 28 % en 2020 comparé aux 16 % qui prévalaient en 2004.

Naturellement, ces chiffres ne sont que le résultat de simulations dont la robustesse dépend fortement de la qualité du modèle retenu. La robustesse du modèle est limitée par le fait que, jusqu'ici, le système français ne laissait que peu de place pour la révélation des préférences des salariés en matière d'arbitrage revenu/loisir au moment du départ en retraite : ce n'est qu'en observant les conséquences futures de la plus grande flexibilité offerte par la réforme de 2003 qu'on pourra en savoir plus sur la structure de ces préférences. Par ailleurs, même quand les préférences sont bien mesurées pour une génération donnée, c'est toujours une hypothèse forte que de supposer qu'elles ne varieront pas pour les générations ultérieures.

Enfin, et ceci nous amène au deuxième temps de l'analyse, ces simulations ignorent le côté demande du marché du travail. Or ce qui importe pour l'équilibre du système de retraite est de savoir dans quelle mesure de tels accroissements de l'offre de travail se re-

porteront sur l'emploi plutôt que sur le chômage. En ce qui concerne le secteur public, on a au moins l'assurance que le report de l'âge de liquidation ne devrait pas conduire à l'intensification du chômage de fin de carrière. En revanche, l'effet final sur l'emploi public ne devrait pas être très marqué, si on fait l'hypothèse que l'État ne pourra pas ou ne souhaitera pas augmenter les effectifs qu'il emploie. Dans ce cas, l'effet principal du report de l'âge de la retraite devrait être de limiter les entrées dans l'emploi public. Les effets positifs sur l'emploi dépendent donc plutôt de la capacité du secteur privé à conserver ses salariés qui voudront prolonger leur activité, sans que cela freine l'insertion des entrants sur le marché du travail.

Ce problème de demande de travail a deux aspects : l'un concerne la réaction globale du marché du travail à cette situation, et son traitement dépasse le cadre de ce dossier<sup>10</sup>. L'autre concerne plus spécifiquement le marché du travail pour les travailleurs âgés : il est de savoir à quel point et comment ces changements de l'offre de travail pourraient s'accompagner d'un changement parallèle de l'attitude des employeurs vis-à-vis de cette main-d'œuvre. Un élément de la réforme de 2003 devrait déjà aller dans le sens de ce maintien, qui est le fait qu'elle ait également prévu de repousser à 65 ans l'âge normal de fin des contrats de travail, alors qu'il coïncide actuellement avec l'accès au taux plein. Mais on sait qu'un certain nombre de dérogations à cette règle ont aussi été prévues, et on sait aussi qu'une majorité d'employeurs restent au mieux réservés quant à l'emploi des travailleurs âgés. On doit donc s'interroger sur ce qui freine actuellement l'emploi de cette catégorie de main-d'œuvre.

## *Du côté de la demande*

Que peut-on dire plus précisément de ces freins à la demande de travailleurs âgés en France ? La situation française diffère-t-elle fortement de la situation américaine ?

### **Trois freins potentiels à la demande de travailleurs âgés**

On peut proposer trois explications principales à la faiblesse de la demande de travailleurs âgés. L'une consiste à invoquer une forme de discrimination contre ces travailleurs âgés, due à des stéréotypes sans fondement économique. La seconde suppose au contraire qu'il y a un problème économique réel dû à un écart entre la productivité de ces travailleurs et leur salaire, qu'il s'agisse du salaire qu'ils conservent tant qu'ils restent dans la même entreprise, ou du salaire qu'ils souhaitent obtenir lorsqu'ils cherchent à retrouver un emploi (leur salaire de réserve). Une troisième explication peut être avancée, qui ne nécessite pas d'hypothèse sur un problème spécifique de productivité pour ces travailleurs âgés : l'idée est que les entreprises sont confrontées à un problème global d'excès de main-d'œuvre, et préfèrent résoudre ce problème par l'éviction de leurs employés les plus anciens, dans la mesure où ce choix est socialement mieux accepté. Evidemment, cette plus grande acceptabilité n'est vérifiée que dans la mesure où ces travailleurs sont ensuite pris en charge par des dispositifs de préretraite ou une assurance chômage suffisamment conséquents.

La thèse de la discrimination mérite l'examen. La lutte contre les pratiques discriminatoires est un aspect important de la politique américaine en faveur des travailleurs âgés depuis l'introduction de l'*Age Discrimination in Employment Act* (ADEA) en 1967.

---

10. Voir néanmoins une ébauche d'analyse dans l'édition précédente de ce rapport, pp 99-103.

L'ADEA déclare illégales toutes formes de discrimination liée à l'âge que ce soit en termes d'embauche, de salaire, de conditions ou de contrat de travail vis-à-vis des travailleurs de 40 ans ou plus. En particulier, avec néanmoins certaines dérogations, il exclut toute notion d'âge maximal à l'embauche ou d'âge de retraite obligatoire. L'efficacité de ce dispositif est débattue : il est *a priori* plus efficace pour protéger les travailleurs en emploi face à des procédures de licenciement collectifs fondées sur l'âge que pour protéger des chômeurs isolés contre des formes larvées de discrimination à l'embauche, d'autant que la charge de la preuve repose sur le plaignant. Il n'y a pas d'éléments empiriques directs concernant l'ampleur de la discrimination contre les travailleurs âgés aux États-Unis avant l'ADEA, mais il existe néanmoins des indices que l'ADEA ou des dispositifs introduits antérieurement dans certains États ont eu un impact sur le marché du travail pour les travailleurs âgés. Par exemple, Adams (2004) procède à un test à partir de données des Current Population Surveys des années 1960. Il constate que l'emploi des travailleurs des tranches d'âge concernées par les différentes lois (en général 50-65) a augmenté après le passage de ces lois, dans les états concernés, par rapport aux États non concernés. Neumark et Stock (1999) utilisent pour leur part des données des recensements décennaux de 1940 à 1980. Comme Adams, ils trouvent des effets positifs des lois anti-discrimination sur l'emploi des travailleurs des classes d'âge couvertes. Au total, ces résultats suggèrent que les lois anti-discrimination américaines auraient réussi à améliorer les taux d'emploi des travailleurs qu'elles ont cherché à protéger, même si cela a pu être au détriment de l'emploi des autres catégories de travailleurs.

Des tests similaires sont impossibles en France, où l'ADEA n'a pas d'équivalent. Mais une récente enquête d'opinion de la DARES auprès des responsables des ressources humaines d'un échantillon de 3 000 entreprises confirme la présence de forts stéréotypes au sujet des travailleurs âgés (Monso et Tomasini, 2003 ; Minni et Topiol, 2004). Les résultats de l'enquête suggèrent aussi que ces stéréotypes affectent les décisions d'embauche, mais pas les décisions de licenciement (Anglaret, 2003). Des formes de discrimination indirecte à l'embauche transparaissent aussi de l'analyse des offres d'emploi proposées par les entreprises (Marchal et Rieucou, 2005).

La question reste néanmoins posée de savoir si ces discriminations sont dénuées de tout fondement ou si elles ont une justification statistique : la réticence des employeurs à embaucher des travailleurs âgés est-elle totalement arbitraire, ou résulte-t-elle des constats que les employeurs sont effectivement amenés à faire, en moyenne, sur la productivité ou l'adaptabilité de ces travailleurs âgés ? Qu'en est-il notamment de la thèse selon laquelle les travailleurs âgés verraient leur productivité décrocher sensiblement par rapport à leur salaire ?

## **Mesurer l'écart salaire-productivité pour les travailleurs âgés : des résultats ambigus**

La comparaison internationale des profils de salaire par âge plaide en faveur de la thèse d'un écart salaire-productivité fortement croissant avec l'âge. Le profil du salaire moyen par âge semble beaucoup plus pentu en France que dans les autres pays de l'OCDE, excepté le Japon. En particulier, la prime à l'ancienneté des 50 à 59 ans semble deux fois plus élevée en France qu'aux États-Unis (*tableau 4*). Si ces courbes traduisent bien la croissance réelle des salaires avec l'âge, ceci conduit à la conclusion qu'il y aurait bien un problème de rapport productivité/salaire des travailleurs âgés plus aigu en France qu'ailleurs.



Néanmoins, l'utilisation de ces données doit rester prudente. D'abord, les conclusions sont très variables selon les sources et la méthodologie. Par exemple, en utilisant les données de 1995, on trouve pratiquement le même profil par âge des salaires moyens en France et aux États-Unis (OCDE, 2000). En second lieu, le *tableau 4* ne fournit que des données brutes. Par conséquent, il ne prend pas en compte l'existence d'effets de composition ou de sélection qui faussent les comparaisons par âge. En particulier, l'exclusion des travailleurs âgés à bas salaire sur le marché du travail français pourrait en partie expliquer pourquoi le salaire relatif est si élevé pour ceux des travailleurs âgés qui arrivent à rester sur le marché du travail.

**Tableau 4**  
*Salaires relatifs par âge dans les pays de l'OCDE (2000)*

<b>Hommes</b>								
<b>Âge</b>	<b>25-29</b>	<b>30-34</b>	<b>35-39</b>	<b>40-44</b>	<b>45-49</b>	<b>50-54</b>	<b>55-59</b>	<b>60-64</b>
France	81,9	94,7	105,3	111,5	116,7	125,3	136,8	160,2
Belgique	84,5	95,5	104,5	110,1	116,9	126,8	135,3	152,4
Allemagne	79,2	97,9	102,1	108,1	113,0	111,0	106,1	111,8
Suède	86,9	96,7	103,3	106,6	108,5	110,8	109,9	106,6
Royaume-Uni	78,5	95,3	104,7	103,1	101,2	105,5	92,3	84,3
Italie	81,2	95,7	104,3	116,7	114,4	118,7	120,9	108,5
Japon	74,7	92,3	107,7	117,1	123,9	128,5	117,7	80,0
États-Unis	82,2	92,8	107,2	110,9	113,7	117,6	115,0	104,9
<b>Femmes</b>								
<b>Âge</b>	<b>25-29</b>	<b>30-34</b>	<b>35-39</b>	<b>40-44</b>	<b>45-49</b>	<b>50-54</b>	<b>55-59</b>	<b>60-64</b>
France	88,6	97,4	102,6	103,9	106,0	110,5	112,8	115,0
Belgique	86,8	96,4	103,6	108,0	115,8	124,0	115,3	119,6
Allemagne	86,0	104,5	95,5	105,5	104,7	111,0	106,6	97,5
Suède	92,1	98,6	101,4	101,9	103,5	105,1	103,5	100,8
Royaume-Uni	89,8	101,5	98,5	99,7	97,0	89,9	90,7	
Italie	92,4	97,5	102,5	106,2	120,0	119,4	111,8	113,5
Japon	87,4	98,3	101,7	100,3	97,1	95,0	90,1	74,9
États-Unis	89,2	97,6	102,4	106,6	108,0	109,8	99,9	94,9

Base 100 = salaire des 30-39 ans. Les données correspondent à des salaires relatifs moyens par groupe d'âge. Elles ne sont corrigées d'aucun effet de composition, de sélection ou de cohorte

Salaires bruts horaires (France) ; travailleurs à temps plein, salaire moyen brut hebdomadaire (Royaume-Uni), mensuel (Allemagne, Japon) ou annuel (États-Unis, Italie) ; les salaires sont nets de taxes dans le cas de l'Italie et excluent les primes dans le cas du Japon.

Source : Insee, DADS, et OECD Wage Data base of Full Time Workers, cité par Gautié (2004).

Des approches alternatives ont donc été développées pour tester plus rigoureusement cette hypothèse d'un décrochement de la productivité par rapport au salaire pour les âges élevés ou pour tenter de voir si la productivité relative des plus âgés par rapport aux plus jeunes a pu être affectée par des éléments tels que l'extension des NTIC ou les changements organisationnels. À ce stade, ces travaux délivrent des messages qui peuvent parfois sembler contradictoires. Leurs résultats appellent donc un examen approfondi.

Les études dont on dispose sont en fait de deux types. La démarche du premier groupe d'études consiste à estimer indirectement la productivité par âge en étudiant la relation entre la productivité globale des entreprises ou des établissements et leur structure par âge. La démarche a été appliquée à la fois aux données américaines et aux données françaises. Ces données de productivité par âge peuvent être ensuite confrontées aux données de salaire par âge.

Pour les États-Unis, Hellerstein, Neumark et Troske (1999) ne détectent aucune divergence entre salaire et productivité aux âges élevés. Mais leurs évaluations sont assez imprécises. En particulier, les différences de productivité par âge ne sont pas statistiquement significatives. En utilisant un ensemble de données plus riche, Hellerstein et Neumark (2004) trouvent des résultats un peu différents. Ils constatent que la productivité chute plus rapidement que le salaire après 55 ans. Dans l'ensemble, ils estiment que le ratio productivité/salaire baisse d'environ 30 % entre le groupe d'âge le plus jeune (les moins de 35 ans) et le groupe d'âge le plus âgé (les plus de 55 ans).

Le même type d'évaluation a été réalisé pour la France par Crépon, Deniau et Perez-Duarte (2003), en utilisant une base de données plus riche, les DADS, appariées avec des données fiscales d'entreprises. Selon cette étude, c'est le groupe des salariés âgés de 25 à 34 ans qui est le plus productif. Leurs résultats sont comparables à ceux d'Hellerstein et Neumark (2004) : la croissance du ratio salaire/productivité est de l'ordre de 20 à 25% entre les travailleurs de moins de 35 ans et les travailleurs de plus de 55 ans.

Ces premiers résultats souffrent de deux biais symétriques. D'une part, ils ne concernent que les actifs encore occupés. Par nature, ils ne disent rien de la productivité des salariés qui ont été évincés du marché du travail. *A priori*, ce biais jouerait plutôt dans le sens d'une surestimation de la productivité aux âges élevés. À l'inverse, cette approche peut sous-estimer la productivité réelle des seniors en raison d'un effet de causalité inverse : si une entreprise est moins productive que la moyenne, il est probable qu'elle perdra des parts de marché, elle aura donc une croissance moindre, donc moins de recrutements et une main-d'œuvre en moyenne plus âgée ; le vieillissement de sa main-d'œuvre sera la conséquence et non la cause de sa moindre productivité.

Aubert et Crépon (2003) traitent ce second problème en contrôlant la tendance générale de l'emploi dans chaque entreprise. Ils constatent cette fois que la productivité augmente avec l'âge jusque vers 40 ans et demeure plutôt plate après cet âge. Ils constatent également que le ratio productivité/salaire est à peu près constant jusqu'à 55 ans. Il diminue de 5 à 10 % après 55 ans, mais avec une intensité qui dépend du secteur et cette diminution n'est pas réellement significative. La correction du deuxième des deux biais qu'on vient de mentionner va donc bien dans le sens d'un message beaucoup moins négatif sur la productivité des seniors. Mais le premier biais subsiste, surtout aux âges où l'exclusion du marché du travail devient fréquente, c'est-à-dire passé 55 ans.

Le second groupe d'études disponibles tente de contourner ce biais en s'intéressant non pas à la mesure de la productivité des personnes en emploi mais en étudiant les comportements de demande de travail et en examinant si la part des différents groupes d'âge dans cette demande de travail varie avec des facteurs tels que le changement technologique et organisationnel. L'idée n'est plus de procéder à une comparaison complète des productivités par âge, mais de voir si les changements technologiques ou organisationnels modifient les productivités relatives des différents groupes d'âge. Ces études nous

ramènent à un constat moins optimiste : il semble bien que le changement technologique ou organisationnel soit défavorable aux travailleurs âgés.

Une telle démarche a été développée par Aubert, Caroli et Roger pour l'industrie (2004) et étendue au secteur des services par Ananian et Aubert (2004). Ils la mettent en œuvre de deux manières, une approche statique et une approche dynamique. L'approche statique consiste à comparer les parts des différents groupes d'âges dans les masses salariales des entreprises qui innovent et qui n'innovent pas. L'innovation technologique est mesurée par des indicateurs tels que le recours à l'internet ou au micro-ordinateur. L'innovation organisationnelle est mesurée par l'introduction de dispositifs tels que le juste à temps ou les cercles qualité, le développement de la polyvalence et de l'autonomie... Une association positive entre innovation et part des plus jeunes dans la masse salariale est un indice d'un biais de l'innovation au détriment des plus âgés. Là encore, on se heurte néanmoins au fait qu'on ne sait pas exactement ce qui cause quoi. Est-ce le changement technologique qui conduit à faire évoluer la structure par âge ? Est-ce la structure par âge qui facilite le changement technologique ? Ou a-t-on simplement des entreprises qui innovent et qui, grâce à l'innovation, accroissent leurs parts de marché et leurs embauches, ce qui les conduit à avoir une structure par âge plus jeune ? L'approche dynamique aide à lever cette indétermination, en examinant comment les changements technologiques ou organisationnels affectent la structure par âge des embauches ou des séparations après qu'ils ont été introduit : si relation il y a, elle devrait donc bien correspondre à une causalité allant de l'innovation vers les comportements de recrutement. Or cette approche dynamique confirme le biais selon l'âge constaté par l'approche statique.

Au final, le constat est donc à double face. Il y a au moins un résultat qui semble acquis : l'étude d'Aubert et Crépon rejette l'idée selon laquelle la productivité commencerait à décrocher fortement dès l'âge de 50 ans, puisqu'il s'agit d'un âge où le biais de sélection ne joue que très marginalement. Elle exclut aussi l'idée qu'un écart productivité-salaire important existerait pour les travailleurs âgés qui restent en emploi, ce qui n'était pas un résultat donné d'avance. Mais ceci ne dit toujours rien de la productivité relative des plus de 55 ans exclus du marché du travail. Or la seconde catégorie d'études suggère que les changements techniques et organisationnels ont bien tendance à nuire à l'employabilité des plus âgés. Il n'est pas du tout exclu que cet effet défavorable joue précisément un rôle significatif dans la mise à l'écart d'une partie de ces travailleurs. En fait les constats des deux groupes d'études sont cohérents avec l'hypothèse d'un marché du travail dont la sélectivité s'accroîtrait avec l'âge. Cette sélectivité conduirait à filtrer ceux des travailleurs âgés dont les compétences résistent le mieux aux changements technologiques ou organisationnels ou à l'ouverture à diverses formes de concurrence.

Ceci étant, les tenants de la thèse de la discrimination peuvent aussi faire valoir que les comportements de demande de travail mis en évidence par le second groupe d'études ne révèlent pas nécessairement les véritables biais de l'innovation contre les travailleurs âgés, mais uniquement les convictions des employeurs quant à ces biais. Si les employeurs qui innovent recrutent proportionnellement moins de travailleurs âgés, on ne peut pas dire a priori si ceci vient de ce que ces travailleurs ont effectivement plus de mal à s'adapter au changement, ou si ceci résulte des préjugés des employeurs quant à cette moindre adaptabilité. Ces résultats n'invalident donc pas non plus la thèse d'une certaine discrimination. En fait, le plus plausible est que la réalité mélange un peu des deux éléments.

## Réguler le marché du travail pour les travailleurs âgés : deux options polaires

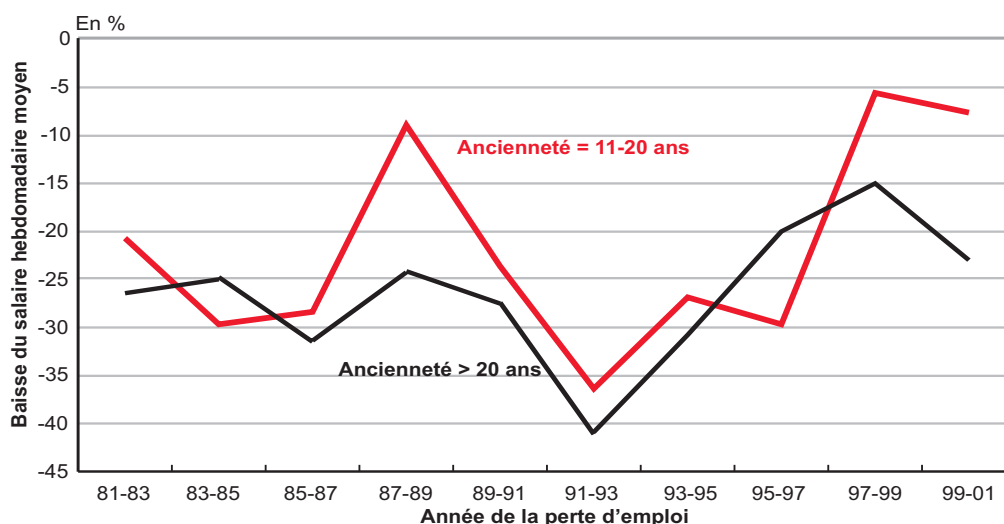
### Un système sans protection spécifique pour les travailleurs âgés : quelles conséquences pour les chômeurs âgés ?

Même sans innovation technologique et organisationnelle et même sans discrimination, d'autres éléments peuvent expliquer la chute de la productivité d'un travailleur évincé du marché du travail à un âge élevé et sa difficulté à se réinsérer. La hausse de la productivité avec l'âge des travailleurs en emploi que montraient les estimations d'Aubert et Crépon a en effet trois composantes :

- La première correspond à l'accumulation de compétences générales, utilisables dans tous les types d'entreprise ou tout au moins dans un nombre d'entreprises assez large : on parle de capital humain général.
- La seconde correspond à l'accumulation de compétences qui n'ont d'intérêt que dans le cadre de l'entreprise où l'individu travaille : on parle de capital humain spécifique.
- La troisième correspond au fait que la qualité de l'appariement entre le travailleur et la fonction qu'il occupe s'améliore avec l'âge. Le premier emploi d'un individu n'est pas forcément celui dans lequel il est le mieux en mesure de faire valoir ses compétences ou ses qualités personnelles, mais la mobilité professionnelle sert à améliorer progressivement cette concordance, et permet donc à l'individu d'accroître sa productivité et son salaire.

#### Graphique 9

##### Perte de salaire lors d'un changement involontaire d'emploi



Source : Farber (2003).

Seul le premier facteur reste valorisable sur le marché du travail en cas de perte d'emploi. En revanche, le capital humain spécifique ou le fait d'avoir progressivement amélioré son adéquation poste-compétence sont deux acquis qui sont perdus. Ceci explique la moindre mobilité spontanée des travailleurs âgés et implique qu'un travailleur âgé qui aura involontairement perdu son emploi ne pourra espérer être embauché - s'il arrive à l'être - qu'à un niveau de salaire fortement amputé.

Au final, il y a donc bien toute une conjonction de facteurs qui peuvent conduire à un déclassement important des travailleurs qui perdent leur emploi à des âges élevés. La mesure de ce phénomène a fait l'objet d'assez nombreux travaux aux États-Unis, l'un des derniers en date étant celui de Farber (2003). L'étude s'appuie sur une source spécifique au *Current Population Survey* (CPS), qui est l'équivalent américain de l'enquête emploi. Ce *Displaced Worker Supplement* (DWS) est ajouté au CPS en janvier ou février de toutes les années paires depuis 1984. Les individus interrogés dans le cadre de ce DWS doivent déclarer s'ils ont subi une perte d'emploi involontaire au cours des cinq années précédentes (entre 1984 et 1992) ou des trois années précédentes (entre 1994 et 2002), que ce soit suite à une fermeture d'établissement, à un licenciement ou à une cessation d'activité de leur employeur. Farber (2003) discute en détail des problèmes de concepts et de mesure relatifs à ce DWS. Il fournit également une analyse des données de la période 1984-2002. On peut utiliser ses résultats pour évaluer l'importance de la perte de revenu pour un travailleur âgé confronté au chômage.

Farber (2003) cherche à expliquer l'écart entre le salaire réel hebdomadaire perçu à la date de l'enquête et celui qui était perçu à la date de la perte d'emploi. Il travaille sur un échantillon de salariés qui ont perdu un emploi à temps plein au cours des trois années précédant l'enquête et qui sont à nouveau employés à temps plein à la date de l'enquête. L'âge de la population couverte est compris entre 20 et 64 ans. Farber estime une relation dans laquelle la perte de salaire dépend de la « catégorie ethnique » du salarié, de son sexe, de son âge, de son niveau d'éducation, de l'ancienneté qu'il avait acquise dans l'emploi perdu et du temps écoulé depuis la perte d'emploi. Le *graphique 9* reprend, par année d'enquête, les résultats obtenus dans le cas des hommes blancs âgés de 55 à 64 ans à la date de l'enquête, ayant exactement 12 années d'instruction. Le graphique présente deux courbes : l'une pour les salariés qui avaient entre 11 et 20 ans d'ancienneté dans l'emploi perdu, l'autre pour ceux qui avaient plus de 20 ans d'ancienneté. Ces catégories sont les plus appropriées, parce que la majorité des travailleurs âgés ont des anciennetés élevées.

On constate des pertes de salaire variant selon le cycle, entre plus de 40 % lors de la récession de 1991-93 et moins de 10 % lors des deux périodes d'expansion économique, pour les travailleurs d'ancienneté comprise entre 11 et 20 ans. Les pertes estimées pour les deux groupes d'ancienneté sont généralement proches les unes des autres, les différences étant néanmoins plus importantes en période d'expansion. La perte de salaire moyenne non pondérée sur l'ensemble de la période est de - 29 % pour les travailleurs d'ancienneté comprise entre 11 et 20 ans et de - 37 % pour les travailleurs de plus de 20 ans d'ancienneté.

Les conséquences individuelles de la perte d'un emploi, qui sont importantes à tous les âges, sont donc particulièrement défavorables pour les travailleurs plus âgés qui sont d'autant plus susceptibles d'appartenir au groupe des travailleurs à forte ancienneté. Et encore ne s'agit-il ici que des individus qui ont effectivement réussi à retrouver un emploi, qui sont probablement ceux pour qui l'effet sur la productivité et le salaire offert est le plus limité.

## L'indemnisation passive de la perte d'emploi : un système difficile à réguler

Pour la France, il est difficile de construire des estimations équivalentes sur le groupe d'âge des travailleurs de plus de 55 ans, dans la mesure où la reprise d'emploi après un épisode de chômage y est un événement très rare, comme le montraient les *graphiques 3 et 4*. On peut se poser la question pour des tranches d'âge plus jeunes, et faire l'hypothèse que l'écart entre la France et les États-Unis sur ces tranches d'âge est virtuellement extrapolable aux tranches plus âgées. On peut par exemple s'appuyer sur Lefranc (2003) qui a procédé au même type de calcul que Farber sur d'un côté les données du PSID américain et de l'autre côté les données de l'Enquête Emploi française : sur le groupe d'âge des 25-55 ans, les pertes de salaires résultant d'un épisode de chômage auraient des valeurs tout à fait comparables entre les deux pays. À partir des déclarations annuelles de données sociales, Lainé (2003) trouve des résultats assez différents : ils suggèrent que, lorsqu'un salarié occupe successivement deux emplois, la décote de salaire entre ces deux emplois successifs est assez faible en France, y compris aux âges élevés, même lorsque les deux emplois sont séparés par une période de chômage. Il existe donc une incertitude sur l'ampleur du problème. Mais, plus l'âge s'élève, plus le réemploi devient sélectif et plus il devient donc probable qu'on sous-estime la chute des salaires de réembauche qui sont offerts aux travailleurs privés d'emploi.

C'est précisément pour éviter ce coût individuel du reclassement, mais aussi pour permettre aux entreprises de gérer plus facilement leurs sureffectifs ou le vieillissement de leur main-d'œuvre que la France a opté, contrairement aux États-Unis, pour une politique d'assurance relativement forte contre ces risques de fin de carrière.

Cette politique a eu ses justifications. En particulier, elle a abaissé le coût humain des grandes restructurations qui sont intervenues dans certains secteurs industriels (par exemple l'industrie sidérurgique). Mais le sentiment est maintenant assez répandu qu'elle a aggravé la tendance naturelle à la baisse de l'emploi du groupe d'âge 55-64 ans, avec la création de ce qui a pu être qualifié de « culture de la préretraite » (Guillemard, 2004). Cette politique a parfois été défendue en arguant qu'elle permettait de libérer des emplois pour les actifs plus jeunes : la faible performance de la France en matière de taux d'emploi des plus jeunes relativise fortement cette idée. En fait, on sait que la situation française se caractérise par une faiblesse symétrique des taux d'emploi en début et en fin de vie active. Il n'y a pas de phénomène de compensation entre l'un et l'autre.

Un bref regard sur l'histoire de la préretraite en France est utile à ce stade. Il est illustré par le *tableau 5* et le *graphique 10*. Les premiers dispositifs remontent aux années 1970. Dans un premier temps, ils ont visé la catégorie des 60-64 ans et des secteurs très spécifiques. Durant cette période, la préretraite était plutôt considérée comme exceptionnelle, et n'était pas nécessairement bien accueillie par les intéressés eux-mêmes, pour qui cette forme d'exclusion du marché du travail était perçue comme une remise en cause de leur utilité sociale. Puis, face au ralentissement économique et à la hausse du chômage, la préretraite a été utilisée de manière croissante par les entreprises comme moyen de gestion de leurs sureffectifs, en même temps que l'idée de sortie anticipée du marché du travail devenait de plus en plus populaire parmi les salariés eux-mêmes.

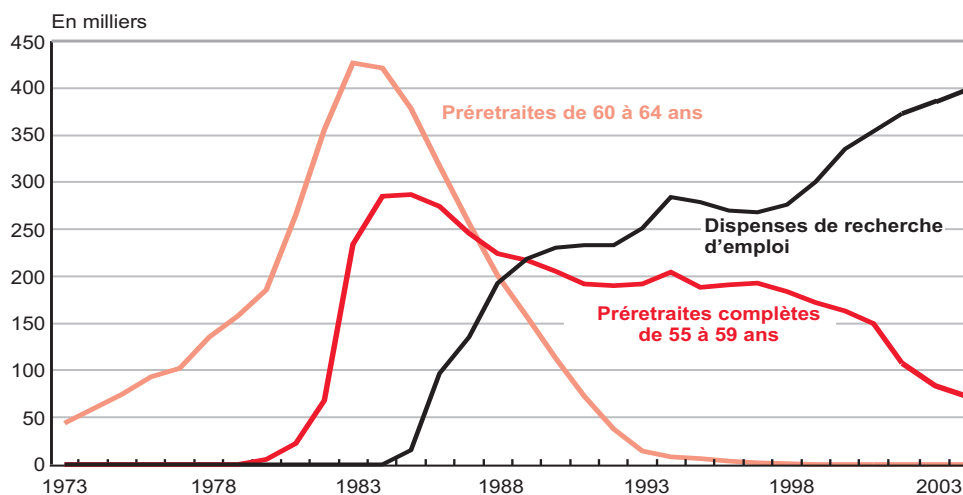
Le *graphique 10* montre la croissance des préretraites dans la classe d'âge 60-64 ans : le nombre de personnes indemnisées par ces dispositifs s'est élevé jusqu'à plus de 400 000 personnes. Ceci a beaucoup contribué à la forte baisse du taux d'emploi entre les âges de 60 et 64 ans qu'illustraient les *graphiques 1 et 2*. Ceci explique aussi pourquoi la mise en

place de la retraite à 60 ans, en 1984, ne se traduisait sur ces *graphiques 1 et 2* par aucune baisse soudaine du taux d'emploi dans le groupe des 60-64 ans : pour une bonne part, cette réforme a consisté à transformer des préretraités en retraités de plein droit.

On aurait pu croire que la retraite à l'âge de 60 ans allait permettre de mettre fin aux systèmes de préretraite. La *graphique 10* montre que ceci n'a pas été le cas : la retraite à 60 ans a certes conduit à l'extinction des préretraites pour les individus de 60 à 64 ans, mais a conduit à étendre le phénomène de baisse du taux d'emploi en deçà du nouvel âge normal de la retraite, dans la tranche d'âge des 55-59 ans, comme le montrait déjà le *graphique 3*. Ceci s'est fait par deux voies. L'une a été le développement de nouveaux dispositifs de préretraite au sens propre du terme visant ce groupe d'âge, le principal d'entre eux correspondant à une réactivation de l'ancien dispositif de l'ASFNE, Allocation Spécifique du Fonds National pour l'Emploi, prestation financée par l'État. L'autre a été le développement de dispositions spécifiques pour les chômeurs âgés indemnisés par l'UNEDIC : d'une part la non-dégressivité des allocations pour les chômeurs de plus d'un certain âge, d'autre part la dispense de recherche d'emploi (DRE), mise en place en 1985. Le développement de ces deux trajectoires de sortie anticipée du marché du travail explique une grande partie de la baisse du taux d'emploi dans la classe d'âge 55-59 ans au cours de la deuxième moitié des années quatre-vingts. Cette fois, il a toutefois été convenu que l'on ne pouvait permettre qu'une telle baisse se perpétue indéfiniment, et on s'est donc efforcé de réguler l'accès à ces dispositifs. En quoi ont consisté ces tentatives de régulation et que peut-on dire *a posteriori* de leur efficacité ?

### Graphique 10

#### Effectifs en préretraite ou dispensés de la recherche d'emploi



Source : DARES et UNEDIC.

Pour ce qui concerne l'accès à la préretraite, il est régulé par le fait que l'entrée dans ces dispositifs est conditionnée par l'existence d'un « plan social » de la part de l'entreprise qui effectue les mises en préretraite, lequel donne lieu à négociation avec les partenaires sociaux et l'inspection du travail. Ceci permet une régulation quantitative directe. Depuis 1994, il y a eu un déclin continu du plus important de ces dispositifs de préretraite, l'ASFNE, dont le nombre de bénéficiaires a baissé de presque 180 000 personnes à seulement 38 000 personnes à la fin de 2002. Même si ce déclin a été en partie compensé par le développement de certains des autres dispositifs décrits dans le *tableau 5*, la tendance globale a été une réduction du nombre global de préretraites dans la catégorie des 55-59 ans.

**Tableau 5**

**Caractéristiques principales des systèmes de préretraite depuis 1972**

	1972	1977	1978	1983	1985	1989	1992	1996	1999	2000	2004	Groupes d'âge concernés
<i>Systèmes de préretraite (secteur privé)</i>												
Garantie de ressources-licenciement												60-64 ans
Garantie de ressources démission												60-64 ans
Allocation Spécifique du Fonds National pour l'Emploi (ASFNE)												>56 ans (ou 50 ans)
Contrat de solidarité démission												>55 ans
Contrat de solidarité retraite progressive												>55 ans
Préretraites Progressives (PRP)												>55 ans
Allocation de remplacement pour l'emploi (ARPE)												>58 ans
Cessation anticipée de certains travailleurs salariés (CATS)												>55 ans
Cessation anticipée d'activité des travailleurs de l'amiante (CAATA)												
<i>Système de préretraite (secteur public)</i>												
Congé de fin d'activité (CFA)												
<i>Disposition spécifique de l'assurance chômage relative aux travailleurs âgés</i>												
Dispense de recherche d'emploi (DRE)												>57,5 ans

Note : Les zones ombrées correspondent aux périodes durant lesquelles les systèmes ont fonctionné.

Source : version mise à jour de Burrigand et Roth, 2000.

Mais l'efficacité de cette régulation a été limitée par l'existence de l'autre instrument de sortie anticipée que constitue l'assurance chômage. Jusqu'en 1986, l'accès à l'assurance-chômage était au moins potentiellement l'objet d'une régulation quantitative, dans la mesure où tout licenciement économique était soumis à autorisation administrative préalable. Cette autorisation administrative a été supprimée en 1986. Dans ce nouveau contexte, les restrictions d'accès à l'ASFNE se sont traduites par d'importants effets de report vers l'assurance chômage : ce phénomène de transfert entre préretraites et DRE est très nettement illustré par le graphique 10. Depuis la fin des années 80, les mouvements des deux séries ont été fortement symétriques.

Pour éviter que le contrôle de l'accès au FNE ne conduise à un recours excessif aux DRE, il a été décidé de compenser la disparition de l'autorisation administrative de licenciement par un système de pénalités financières visant l'employeur qui licencie un travailleur âgé. Ce dispositif, la contribution Delalande, a été introduit en 1987. Il peut être justifié par des considérations d'équité autant que d'efficacité. Les salariés licenciés à un âge élevé sont plus coûteux pour l'assurance chômage. Un employeur qui licencie ce type de salarié impose un coût qui est supporté par la communauté de tous les employeurs et employés, puisqu'elle est financée par les contributions des employeurs et des employés sur des salaires. Le résultat est inéquitable, car les employeurs vertueux payent pour les autres. Il est également inefficace, car aucun employeur n'est incité à li-



imiter son recours aux licenciements de travailleurs âgés. Introduire une forme de co-paiement par l'employeur qui est responsable du licenciement peut atténuer à la fois cette inéquité et cette inefficacité. Ce dispositif est un cas unique d'application du principe licencieur-payeur dans le cas français. Il s'apparente au dispositif d'expérience rating qui existe dans le système d'assurance-chômage américain, ce dernier ne visant toutefois pas spécifiquement les licenciements de travailleurs âgés : il consiste à majorer les contributions à l'assurance-chômage pour les employeurs qui ont un recours excessif aux procédures de licenciement, quel que soit l'âge des travailleurs licenciés.

Quel bilan peut-on faire de ce système pour la France ? On sait que l'expérience rating américain semble avoir fait preuve d'une certaine efficacité, ce qui peut conduire à promouvoir sa transposition au cas français (Blanchard et Tirole, 2003 ; Cahuc et Kramarz, 2004). Les résultats apparaissent plus ambigus dans le cas d'espèce de la contribution Delalande.

Comme pour n'importe quel dispositif visant à renforcer les coûts de licenciement, il y a un conflit entre deux effets de sens opposés, un effet direct et indirect. L'effet direct, recherché, est de dissuader des employeurs de licencier des travailleurs des classes d'âge concernées. L'effet indirect, indésirable, vient de ce que le dispositif incite les employeurs à ne pas embaucher des salariés de ces groupes d'âge ou proches de ces groupes d'âge et à licencier ceux de leurs salariés se rapprochant du seuil, dans la mesure où le licenciement éventuel de ces salariés sera ou deviendra plus coûteux.

**Tableau 6**

**Montant de la contribution Delalande (exprimée en mois de salaire brut)**

	Taille de l'entreprise	Âge du salarié au moment du licenciement										Exemptions
		50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	
De juillet 1987 à juin 1992	Toutes tailles							3	3	3	3	
De juillet 1992 à décembre 1992	>20	1	1	2	2	4	5	6	6	6	6	Exemption pour les employés qui ont été embauchés après l'âge de 50 ans (seuil abaissé à 45 ans en 2003)
	<20	0,5	0,5	1	1	2	2,5	3	3	3	3	
De janvier 1993 à décembre 1998	Toutes tailles	1	1	2	2	4	5	6	6	6	6	
Depuis janvier 1999	>50	2	3	5	6	8	10	12	12	10	8	
	<50	1	1	2	2	4	5	6	6	6	6	

Source : Behaghel, Crépon et Sédillot (2005).

Les variations qu'a connues le barème de la contribution Delalande depuis sa création permettent d'identifier et de quantifier partiellement de ces deux effets. Le *tableau 6* résume ces variations de la contribution Delalande au cours du temps. Deux études (Bommier et al., 2003 et Behaghel et al., 2005) ont exploité ces variations et ont estimé leur impact sur les transitions sur le marché du travail pour les divers groupes d'âge concernés à partir des données des enquêtes Emploi.

Compte tenu de ce que montrait le *graphique 10*, à savoir l'augmentation ininterrompue des DRE au cours des 15 dernières années, il n'est pas très surprenant que ces deux études ne trouvent que des effets marginaux de la contribution Delalande. Behaghel et al. (2005) examinent à la fois l'effet direct et l'effet indirect. L'effet direct est lui-même éclaté en deux composantes : un effet de niveau et un effet de pente. L'effet de niveau est dû au fait qu'un niveau plus élevé de la contribution dissuade le licenciement. L'effet de pente s'observe quand le taux de la contribution augmente avec l'âge : il a l'effet inverse d'accélérer les licenciements. En effet, s'il doit licencier, l'employeur a plutôt intérêt à le faire précocement et à bas coût plutôt que d'avoir à le faire plus tard à coût élevé. Ces effets de niveau et de pente sont introduits dans des modèles explicatifs de la probabilité de licenciement, estimés sur différentes données de l'enquête emploi. Les effets estimés ne sont pas très robustes : ils ne sont pas complètement contradictoires avec les effets prédits par la théorie, mais ils sont sensibles à la spécification retenue et varient d'un groupe socio-économique à l'autre.

En revanche, Behaghel et al. trouvent que la contribution Delalande aurait pu avoir l'effet indirect défavorable de freiner l'embauche des salariés âgés. Cet effet est testé en utilisant l'expérience naturelle qu'a constitué, en 1992, l'introduction d'une exemption de cette contribution pour les salariés ayant été embauchés après 50 ans. En appliquant une méthode de double différence, ils montrent que cette exemption a eu des effets différenciés sur les taux d'embauche de salariés de plus de 50 ans et de moins de 50 ans. Les embauches du second groupe ont baissé relativement à celles du premier groupe. Ils notent cependant que cet effet pourrait aussi avoir été dû à d'autres changements intervenus à la même période, notamment la mise en place des contrats de retour à l'emploi (CRE), eux aussi destinés aux salariés de plus de 50 ans.

Bommier et al. (2003) concluent eux aussi à un faible impact de la contribution Delalande sur les taux de licenciement. Leur test consiste à observer les conséquences de l'extension de la contribution au groupe des 50-55 ans, intervenue en 1992. Cette extension semble avoir fait baisser les transitions de l'emploi vers le non-emploi dans ce groupe d'âge, mais ce résultat disparaît si on contrôle le fait que les individus ont été embauchés avant l'âge de 50 ans ou après. Par ailleurs, en utilisant les mêmes données et la même méthodologie ils confirment que l'introduction de la dispense de recherche d'emploi en 1985 a eu pour effet d'augmenter le taux de transition de l'emploi vers le non-emploi, ce qui confirme que ces DRE ont bien joué le rôle de substitut aux autres formes de sortie anticipée. En revanche, ils n'observent aucun impact significatif des DRE sur le taux de retour à l'emploi : dégager les chômeurs âgés de l'obligation de chercher un emploi n'a guère pu faire baisser leurs chances de retrouver un emploi, puisque celles-ci étaient déjà très faibles.

## **Conclusion**

Comme on l'avait annoncé en introduction, ce dossier n'a pas traité de l'ensemble des différences entre les deux marchés du travail des seniors français et américains. Beaucoup d'aspects de ce dernier mériteraient également d'être abordés : la plus grande facilité de cumul entre emploi et retraite, l'importance des emplois de transition entre l'activité et la retraite (bridge jobs), le rôle du temps partiel, mais aussi le rôle des systèmes de retraite anticipée d'entreprise, qui diffèrent sensiblement des préretraites à la française. L'analyse comparée des deux pays suppose aussi d'approfondir des dimensions telles que la comparaison des niveaux de qualification de la population par âge, les

modes de valorisation des acquis de l'expérience sur les deux marchés du travail, la formation continue.

Ces éléments additionnels ne remettraient pas en cause le constat suivant : au début des années 1990, les marchés du travail des seniors français et américains étaient marqués par deux différences principales :

- Concernant la retraite stricto sensu, le système de retraite public américain était à la fois moins généreux que la retraite de base française, puisqu'il fournissait des avantages inférieurs à âge de liquidation donné, et plus proche du principe de neutralité actuarielle ;
- Concernant la gestion du chômage de fin de carrière, le système français avait opté pour une protection relativement généreuse des salariés âgés exclus du marché du travail avant de pouvoir bénéficier d'une retraite à taux plein. À l'inverse, le système américain laissait peser le poids de l'ajustement aux chocs d'emploi sur les salariés eux-mêmes, en les protégeant uniquement du risque de discrimination à l'embauche.

Une des caractéristiques importantes de la réforme des retraites de 2003 a été de chercher à corriger une bonne part des effets de distorsions que les barèmes existants pouvaient avoir sur l'offre de travail autour de 60 ans et que la réforme précédente de 1993 avait laissés en l'état. À ce stade, selon les outils de projection disponibles (le modèle Destinie), on s'attend à un effet positif d'environ 650 000 personnes supplémentaires sur l'offre de travail à l'horizon 2020. Ceci n'est pas négligeable, mais ce n'est qu'une solution partielle au problème des retraites et cette solution partielle ne sera vraiment effective que si ce mouvement est accompagné d'une augmentation équivalente de l'emploi de ces travailleurs âgés. La réforme a donc naturellement conduit à déplacer l'intérêt des questions d'offre de travail vers les problèmes de demande de travail.

Du côté de la demande, une opinion fréquente est que la faiblesse de la demande pour les travailleurs âgés s'expliquerait par un problème d'écart productivité-salaire. Le constat empirique est apparemment moins concluant sur ce point qu'on aurait pu l'attendre. Il montre que la productivité des personnes en emploi ne semble pas décroître significativement aux âges élevés. Mais ce constat ne vaut que pour les individus qui se maintiennent dans l'emploi. Il est donc tout à fait possible que l'exclusion du marché du travail aux âges élevés résulte de chocs négatifs de productivité pour les salariés ou les entreprises qui les emploient. C'est du moins ce que suggère l'association négative qu'on observe entre innovations technologiques et organisationnelles et demande de travailleurs âgés de la part des entreprises. C'est aussi ce que montre l'examen des conditions de réemploi des travailleurs âgés licenciés qui parviennent à retrouver un emploi, surtout aux États-Unis.

Évidemment, ces résultats ne résolvent pas complètement la question du partage entre ce qui relève des problèmes de productivité réels, ou ce qui résulte des a priori des employeurs quant à cette productivité. Ces personnes ont-elles été licenciées parce que cet écart était devenu trop grand, par exemple sous l'effet de chocs technologiques ou concurrentiels qui ont conduit à une dévalorisation brutale de leurs compétences ? Ou ont-elles seulement été victimes de stéréotypes concernant leur productivité ou leurs capacités d'adaptation au changement ? N'y a-t-il pas eu, plus simplement, un choix délibéré de faire peser sur leur groupe d'âge la charge de l'ajustement général des effectifs en emploi, rendu socialement acceptable par l'extension des systèmes de préretraite ? L'histoire des préretraites apporte un certain crédit à cette dernière thèse, mais elle n'éli-

mine pas les deux autres. Ces trois facteurs ne sont pas mutuellement exclusifs. Ils ont même tendance à se renforcer : le développement des dispositifs de préretraite a pu aider à maintenir des niveaux relativement élevés de salaire pour les salariés âgés en emploi, et il a pu également avoir renforcé des stéréotypes au sujet de la productivité ou de l'adaptabilité des travailleurs âgés, conduisant par là-même à l'accroissement de la « demande » et donc à l'« offre » de préretraite.

Le système français a réussi, depuis le début des années 90, à éviter que ce cercle vicieux ne conduise à un renforcement cumulatif de la baisse du taux d'emploi, puisque ce dernier est resté relativement stable, contrairement à ce qu'on avait observé dans les années 1980. Mais il est encore trop tôt pour savoir s'il pourra passer de cette simple stabilisation à une véritable remontée des taux d'emploi des plus de 55 ans. □

---

## Bibliographie

---

ADAMS S. J. (2004), « Age Discrimination legislation and the employment of older workers » *Labour Economics*, vol. 11, pp. 219-241.

ANANIAN S. et P. AUBERT (2004), « Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête RÉPONSE », *Document de travail de la DESE, Insee*, n° G2004/11.

ANGLARET D. et S. BERNARD (2003), « Chômage et retour à l'emploi après 50 ans : une moindre exposition au chômage, des difficultés pour retrouver un emploi », *Premières Synthèses, DARES*, n° 45-1.

AUBERT P. et B. CRÉPON (2003), « La productivité des salariés âgés: une tentative d'estimation », *Économie et Statistique*, n° 368, pp. 95-119.

AUBERT P., E. CAROLI et M. ROGER (2004), « New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce : Firm-Level Evidence », *Document de travail de la DESE, Insee*, n° G2004/07.

BARDAJI J., B. SÉDILLOT et E. WALRAËT (2003), « Un outil de prospective des retraites : le modèle de microsimulation Destinie », *Économie et Prévision*, n° 160-161, pp. 193-214.

BEHAGHEL L. (2003), « Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France ? », *Économie et Statistique*, n° 366, pp. 3-23.

BEHAGHEL L., B. CRÉPON et B. SÉDILLOT (2005), « Contribution Delalande et transitions sur le marché du travail », *Économie et Statistique*, n° 372, pp. 61-88.

BLANCHARD O.J. et J. TIROLE (2003), Protection de l'emploi et procédures de licenciement, *Rapport du Conseil d'Analyse Économique* n° 44, La Documentation Française.

BLANCHET D., C. BROUSSE et M. OKBA (1996), « Retraite, pré-retraite, neutralité actuarielle et couverture du risque de chômage en fin de carrière », *Économie et Statistique*, n° 291- 292, pp. 203-219.

BLANCHET D. et L. CAUSSAT (2000), « Le libre choix de l'âge de la retraite : approche économique », in D. Taddei, Retraites choisies et progressives, *Rapport du Conseil d'Analyse Economique* n° 21, La Documentation Française.

AUBERT P., D. BLANCHET et D. BLAU (2004), « The labour market for older workers : some elements of a franco-american comparison », NERO meeting on Labour Market Issues, *OCDE*, 25 juin.

BLÖNDAL S. et S. SCARPETTA (1998), « The retirement decision in OECD countries », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 202.

BOMMIER A., T. MAGNAC et M. ROGER (2003), « Le marché du travail à l'approche de la retraite entre 1982 et 1999, évolutions et évaluations », *Revue Française d'Économie*, 2003, n° 18, pp. 23-82.

BOZIO A. (2004), « Does increasing contribution length lead to higher retirement age : evidence from the 1993 pension reform », *Delta-CESifo conference on Strategies for Reforming Pension Schemes*, Munich, 5-6 novembre.

BRUNET F. et L. RICHEL-MASTAIN (2002), « L'âge des salariés joue surtout à l'embauche », *Premières Synthèses*, n° 15.3, DARES.

BUFFETEAU S. et P. GODEFROY (2005), « Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974 », *Document de travail de la DESE, Insee*, n° G2005/1.

BURRICAND C. et N. ROTH (2000), « Les parcours de fin de carrière des générations 1912-1941: l'impact du cadre institutionnel », *Économie et Statistique*, n° 335, pp. 63-79.

CAHUC P. et F. KRAMARZ (2004), « Vers une Sécurisation Sociale des Parcours Professionnels », *rapport*.

CHARPIN J.-M. (1999), « L'avenir de nos retraites, rapport au Premier ministre », *La Documentation Française*, Paris.

COHEN D., A. LEFRANC et G. SAINT-PAUL (1997), « French unemployment: a transatlantic perspective », *Economic Policy*, n° 25, pp. 267-291.

COHEN D. et P. DUPAS (2000), « Trajectoires comparées des chômeurs en France et aux États-Unis », *Économie et Statistique*, n° 332-333, pp. 17-26.

Conseil d'Orientation des Retraites (2001), « Retraites: renouveler le contrat social entre les générations », Premier rapport, *La Documentation Française*.

Conseil d'Orientation des Retraites (2004), « Retraites : les réformes en France et à l'étranger » ; le droit à l'information, Deuxième Rapport, *La Documentation Française*.

CRÉPON B., N. DENIAU et S. PEREZ-DUARTE (2003), « Productivité et salaire des travailleurs âgés », *Revue française d'économie*, vol. 18, n° 1, pp. 157-185.

DELARUE V. (2003), « Dynamiser l'emploi des seniors en France : quelques pistes », *DP-Analyses Economiques*, n° 12.

DIAMOND P.A. et J. GRUBER (1999), « Social security and retirement in the United States », in *Social security and retirement around the world*, J. Gruber et D.A. Wise, Eds, *NBER/University of Chicago Press*.

DUVAL R. (2003), « The retirement effects of old-age pension and early retirement schemes in OECD countries », *OECD Working paper* n° 320.

FARBER H. (2003), « Job Loss in the United States, 1981-2001 » *National Bureau of Economic Research Working Paper*, n° 9707.

GAUTIÉ J. (2004), « Les marchés internes du travail, l'emploi et les salaires », *Revue Française d'Économie*, vol. 18, n° 4, pp. 33-63.

GIVORD P. (2003), « Prévoir l'évolution des taux d'activité aux âges élevés : un exercice difficile », *Économie et Statistique*, 255-356, pp. 105-121.

GUÉRIN J.-L. et F. LEGROS (2003), « Neutralité actuarielle : un concept élégant mais délicat à mettre en œuvre », *Revue d'Économie Financière*, n° 68.

GUILLEMARD A.-M. (2003), « L'âge de l'emploi. Les sociétés face au vieillissement. », *Armand Colin*.

HELLERSTEIN J. et D. NEUMARK (2004), « Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set », *NBER Working Paper*, n° 10325.

HELLERSTEIN J., D. NEUMARK et K. TROSKE (1999), « Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations », *Journal of Labor Economics*, n° 17, pp. 409–446.

LAINÉ F. (2003), « La mobilité professionnelle et salariale des salariés âgés analysée à travers les DADS », *Document de Travail de la DARES*, n° 66.

LEFRANC A. (2001), « On the sensitivity of returns to seniority to the measurement of earnings », Draft, THEMA, *Université de Cergy-Pontoise*.

LEFRANC A. (2003), « Labor market dynamics and wage losses of displaced workers in France and the United States », *William Davidson Institute Working Paper*, n° 614, September.

LERAIS F. et P. MARIONI (2004), « Dossier âge et emploi : synthèse des principales données sur l'emploi des seniors », *Documents d'Études de la DARES*, n° 82.

MAHIEU R. et D. BLANCHET (2004), « Estimating models of retirement behaviour on French data », in *Social security programs and retirement around the world: microestimations*, J. Gruber et D.A. Wise, Eds, *NBER/University of Chicago Press*.

MAHIEU R. et B. SÉDILLOT (2000), « Microsimulation of the retirement decision: a supply-side approach », *Document de Travail de la DESE, Insee*, n° G2000/07.

MARCHAL E. et G. RIEUCAU (2005), « Candidat de plus de 40 ans, non diplômé ou débutant s'abstenir », *Connaissance de l'emploi*, n° 11, Centre d'Études de l'Emploi.

MARIONI P. (2005), « Accroître l'emploi des seniors : entre volontés et difficultés », *Premières Informations et Premières Synthèses*, n° 04.1, DARES.

MÉNARD L. (2004), « Écarts de croissance et de productivité États-Unis/Zone Euro : un usage prudent de ces écarts s'impose », *DP-Analyses Economiques*, n° 37.

MINNI C. et A. TOPIOL (2004), « Les entreprises face au vieillissement de leurs effectifs », *Économie et Statistique*, n° 368, pp. 43-63.

MONSO O. et M. TOMASINI (2003), « Le vieillissement dans les entreprises : faire face aux innovations technologiques », *Premières Informations et Premières Synthèses*, n° 09.2, DARES.

NEUMARK D., et W.A. STOCK (1999), « Age discrimination laws and labor market efficiency », *Journal of Political Economy*, 107: 1081-1125.

OCDE (2000), « Le vieillissement de la population active dans les pays de l'OCDE », in *Perspectives de l'emploi* (Chapitre 4), Juillet.

OCDE (2005), « Vieillissement et politiques de l'emploi : France ».

STOCK, J. et D. WISE (1990), « Pensions, the option value of work, and retirement », *Econometrica*, vol. 58, n° 5, 1151-80.