

COMPORTEMENT DE DÉPART À LA RETRAITE DANS LES PAYS DE L'OCDE : L'IMPACT DES SYSTÈMES DE PENSION DE VIEILLESSE ET D'AUTRES PROGRAMMES DE TRANSFERTS SOCIAUX

Romain Duval

TABLE DES MATIÈRES

Introduction	8
Incidations à la préretraite incorporées dans les régimes de retraite et d'autres programmes de transferts sociaux.....	11
Âge normal et âge anticipé d'ouverture des droits à pension	12
Taux de remplacement et niveau du patrimoine « retraite »	14
Impôts marginaux implicites sur la poursuite de l'activité professionnelle incorporés dans les régimes de retraite	19
Taux marginaux implicites des impôts sur la poursuite d'une activité professionnelle incorporés dans les dispositifs de préretraite	26
Effets de l'impôt implicite sur le taux d'activité des travailleurs âgés :	
données préliminaires concernant différents pays.....	27
Effets des taux de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle	27
Effets du taux « global » des impôts sur le travail	32
Analyse économétrique de données de panel concernant les déterminants du taux d'activité des travailleurs âgés.....	32
Études précédentes	32
L'équation estimée	33
Résultats économétriques	36
Simulation des effets de différents types de réforme des retraites sur le taux d'activité des travailleurs âgés.....	38
Examen des options	42
Conclusion.....	44
Notes	46
Bibliographie	54

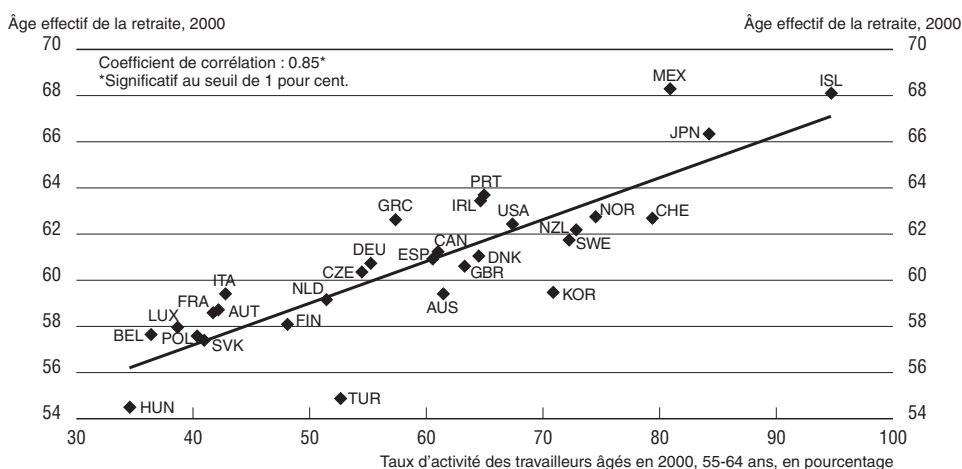
L'auteur est économiste à la Division de l'analyse des politiques structurelles du Département des affaires économiques de l'OCDE. Il tient à remercier Jean-Marc Burniaux, Florence Jaumotte, Willi Liebfritz, Svenbjörn Blöndal, Jørgen Elmeskov, Michael P. Feiner et ses autres collègues du Département des affaires économiques pour leurs précieux commentaires, ainsi que Catherine Chapuis-Grabiner dont l'assistance lui a été d'un grand secours sur le plan statistique.

INTRODUCTION

Accroître le taux d'activité et l'emploi des travailleurs âgés, notamment en relevant l'âge effectif de départ à la retraite (graphique 1)¹, pourrait rendre plus supportable le vieillissement des populations en freinant la hausse des dépenses liées à l'âge tout en générant dans le même temps des recettes fiscales plus importantes pour les financer². Il a aussi été avancé que le relèvement des taux d'activité des travailleurs âgés améliorerait le bien-être dans nombre de pays de l'OCDE, pour des raisons à la fois théoriques (encadré 1) et empiriques. Bien qu'il se soit stabilisé ou qu'il ait légèrement augmenté dans certains cas depuis quelques années, l'âge effectif de départ à la retraite a enregistré une diminution tendancielle dans la plupart des pays et les différences entre les pays se sont creusées (Burniaux et autres, 2003). Ces tendances peuvent tenir à de multiples facteurs. Certains d'entre eux réduisent directement l'offre de main-d'œuvre, notamment les effets de patrimoine associés à la hausse des niveaux de vie,

Graphique 1. Taux d'activité des travailleurs âgés et âge effectif de départ à la retraite en 2000

Hommes



Encadré 1. Gains attendus du passage à des régimes de retraite neutres du point de vue actuariel

Outre la nécessité d'assurer la viabilité financière à long terme des régimes de retraite, la théorie économique donne à penser que, dans les conditions les plus générales, le passage à une plus grande neutralité actuarielle améliorerait le bien-être (voir, par exemple, Blanchet et autres, 1996)¹. De fait, étant donné que les prestations de retraite doivent être financées par l'impôt, le retrait anticipé du marché du travail se fait aux dépens du niveau de vie sur la durée du cycle de vie. Les régimes de retraite non neutres du point de vue actuariel tendent à fausser la décision de départ à la retraite, en faisant trop pencher la balance en faveur des loisirs au détriment de la consommation, ce qui réduit le bien-être.

De tels régimes suscitent aussi d'autres préoccupations, qui sortent du cadre du présent document. En particulier, la conception de la plupart des systèmes actuels de retraite par répartition n'est pas bien adaptée aux évolutions socioéconomiques en cours, notamment l'augmentation du taux d'activité féminin – des plafonds et des taux dégressifs s'appliquent aux pensions des couples dans nombre de pays –, la progression des formes atypiques d'emploi et la nécessité d'un apprentissage tout au long de la vie et la mobilité de la main-d'œuvre entre les pays (en particulier en Europe, voir Holzmann et autres, 2003). Une relation plus stricte entre la cotisation et la prestation au niveau individuel – et non au niveau du couple – contribuerait à résoudre ces problèmes.

Un argument parfois avancé à l'encontre des régimes de retraite neutres du point de vue actuariel est le fait que ces régimes empêchent toute redistribution du revenu au sein des générations², objectif secondaire des systèmes par répartition au moment de leur création. Cependant, les systèmes par répartition existants ne redistribuent généralement pas le revenu des hauts salaires vers les bas salaires, essentiellement parce que les taux de remplacement élevés offerts à ces derniers ne compensent pas dans la pratique leur espérance de vie sensiblement moindre (Lindbeck et Persson, 2003). En outre, un système neutre du point de vue actuariel peut toujours, dans une certaine mesure, être complété par des transferts visant à redistribuer le revenu en faveur des travailleurs ayant toujours reçu un bas salaire et/ou ayant une vie professionnelle entrecoupée de périodes de non-emploi.

1. Dans la pratique, cependant, il serait difficile de parvenir à une parfaite neutralité actuarielle (*ex ante*) pour toutes les personnes concernées, principalement parce que l'espérance de vie est différente suivant les groupes (hommes et femmes, ouvriers et employés, etc.).
2. Ils peuvent même avoir des effets antiredistributifs si la différence d'espérance de vie entre les hauts salaires et les bas salaires n'est pas prise en compte dans la formule de calcul des prestations de retraite.

l'augmentation de la demande de temps libre et les politiques qui faussent les incitations à la retraite, entre autres en raison de la conception des systèmes de protection sociale. D'autres facteurs influent sur l'offre indirectement par le biais d'une réduction de la demande de main-d'œuvre, notamment *i*) la diminution de la productivité et des salaires relatifs des travailleurs âgés peu qualifiés à une époque de progrès technologique rapide (Perrachi et Welch, 1994 ; Lee, 2003), *ii*) l'insuffisance de la formation, se traduisant par une faible capacité de gains et *iii*) les chocs négatifs temporaires affectant la demande et conduisant à des retraits irréversibles de la population active. La rigidité des profils de rémunération par âge, que favorisent certains dispositifs institutionnels (par exemple, un salaire minimum élevé, une législation stricte en matière de protection de l'emploi, un revenu de remplacement important), influe directement sur l'offre mais réduit aussi la demande de main-d'œuvre, avec des répercussions indirectes sur l'offre. Certaines de ces influences se conjuguent. Par exemple, la rigidité des profils de rémunération par âge peut dissuader certains travailleurs de suivre une formation pour améliorer leurs compétences.

Le présent article examine l'incidence des incitations à la préretraite incorporées dans les régimes de retraite et les autres programmes de transferts sociaux sur le taux d'activité des travailleurs âgés. Cette optique relativement étroite axée sur les systèmes de protection sociale est retenue pour diverses raisons. Premièrement, sur des marchés du travail et des produits qui fonctionnent raisonnablement bien, les facteurs agissant du côté de l'offre sont les principaux déterminants à long terme du taux d'activité, même si, dans la pratique, les dysfonctionnements du marché donnent aussi un rôle important aux facteurs qui agissent du côté de la demande. Dans le présent article, plusieurs politiques et réglementations du marché du travail, comme les écarts introduits par la fiscalité, les salaires minimums, la législation en matière de protection de l'emploi ou les politiques actives du marché du travail, sont indirectement prises en compte – dans la mesure où elles influent indirectement sur le taux d'activité *via* leur incidence sur le chômage (effet du « travailleur découragé ») – mais elles ne sont pas étudiées expressément³. Deuxièmement, la réduction des incitations à la préretraite peut, dans une certaine mesure, contribuer à atténuer les contraintes pesant sur la demande de main-d'œuvre, par exemple en rendant plus durable la rentabilité de l'investissement dans la formation. Elle peut aussi diminuer le risque que des chocs temporaires négatifs au niveau de la demande incitent certains travailleurs âgés à cesser irréversiblement leur activité, avec des effets permanents sur l'offre de main-d'œuvre. Troisièmement, d'autres facteurs jouant du côté de l'offre, comme les niveaux de vie et/ou la demande de temps libre, ne peuvent pas expliquer de façon plausible la grande variabilité de l'âge effectif de départ à la retraite observée dans la zone de l'OCDE et encore moins le fait qu'elle s'est accentuée avec le temps⁴. Cela donne à penser que les incitations à la retraite incorporées dans les

systèmes sociaux ont une incidence importante. Enfin, l'ajustement de ces systèmes pour mieux faire face au vieillissement de la population est un objectif essentiel des pays de l'OCDE et le principal instrument dont disposent les autorités pour augmenter le taux d'activité des travailleurs âgés.

On s'efforcera ici de tirer avantage des atouts respectifs des deux principales études macroéconométriques réalisées jusqu'ici sur la décision de départ à la retraite, à savoir celle de Blöndal et Scarpetta (1998) et celle de Johnson (2000). À cette fin, un nouvel ensemble de données de panel, très détaillé, sur les incitations à partir à la retraite sera construit. Comme dans Johnson (2000), une analyse distincte est effectuée pour les classes d'âge 55-59 ans, 60-64 ans et 65 ans et plus, alors que Blöndal et Scarpetta (1998) n'étudient qu'un groupe global 55-64 ans. Le calcul des incitations à partir à la retraite dans ces classe d'âge tient dûment compte, également, des possibilités de cumul d'un revenu d'activité avec une pension à taux réduit ou à taux plein, qui tendent à réduire l'impôt implicite que les régimes de retraite font peser sur la poursuite d'une activité professionnelle. Comme dans l'étude de Blöndal et Scarpetta (1998), et à la différence de celle de Johnson (2000), les programmes de transferts sociaux, qui ont souvent servi de passerelle pour accéder à la préretraite dans un certain nombre de pays, sont expressément pris en compte. Globalement, les informations plus détaillées utilisées dans le présent article devraient *a priori* permettre une analyse plus riche et des estimations économétriques plus précises des effets des incitations au départ à la retraite sur l'offre de main-d'œuvre.

Le reste de l'article s'articule de la manière suivante. La section ci-après analyse les incitations à la préretraite incorporées dans les régimes de retraite et les autres dispositifs d'aide sociale – notamment les indemnités de chômage, les pensions d'invalidité ou les prestations spéciales de préretraite qui ont été utilisées comme passerelles vers la préretraite – dans les différents pays et leur évolution au fil du temps. Les sections suivantes présentent tour à tour des données économétriques concernant l'incidence globale de ces dispositifs sur la décision de départ à la retraite dans les différents pays, une analyse économétrique plus approfondie fondée sur des estimations de données de panel, une simulation, à partir de cette analyse, des effets qu'un large éventail de réformes susceptibles d'être mises en œuvre dans les pays de l'OCDE pourraient avoir sur l'offre de main-d'œuvre potentielle, diverses options de nature à réduire les incitations à la cessation anticipée d'activité et, finalement, des conclusions.

INCITATIONS À LA PRÉRETRAITE INCORPORÉES DANS LES RÉGIMES DE RETRAITE ET D'AUTRES PROGRAMMES DE TRANSFERTS SOCIAUX

Trois caractéristiques essentielles des régimes de retraite influent sur la décision de cessation d'activité des travailleurs âgés. Premièrement, le montant plus

élevé des pensions rend la retraite financièrement possible (« effet de revenu »). Deuxièmement, l'impôt marginal implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle tend à décourager les travailleurs de rester sur le marché du travail (« effet de substitution »). Troisièmement, même s'il est possible en théorie d'emprunter pour financer sa retraite avant l'âge d'ouverture des droits, cette option n'est pas fréquemment retenue dans la pratique. Dans ces conditions, l'âge normal et l'âge anticipé d'ouverture des droits influent aussi sur la décision de départ à la retraite. Les paragraphes qui suivent décrivent ces différents paramètres des régimes de retraite.

Âge normal et âge anticipé d'ouverture des droits à pension

En théorie, l'âge d'ouverture des droits à pension ne devrait pas nécessairement influencer sur l'âge effectif de départ à la retraite. En effet, tout individu rationnel se plaçant dans une optique longue peut toujours fixer l'âge de son départ à la retraite au moment optimal choisi pour obtenir un maximum de bien-être, en faisant des arbitrages entre consommation et temps libre/cessation d'activité sur l'ensemble de son cycle de vie. Il peut emprunter sur les marchés financiers s'il souhaite cesser son activité avant d'avoir droit à une pension et, inversement, continuer à travailler et à épargner s'il souhaite prendre sa retraite après l'âge légal. Dans ces conditions, l'âge effectif de départ à la retraite serait déterminé seulement par le niveau du patrimoine « retraite » et son évolution ou par l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle (voir ci-après).

Pendant, les éléments d'information disponibles montrent que, dans la pratique, les décisions de départ à la retraite ne se conforment pas aux modèles classiques du cycle de vie, du moins sur ce point spécifique, ces modèles ne permettant pas d'expliquer pourquoi un grand nombre de travailleurs prennent leur retraite par anticipation ou à l'âge normal (Gruber et Wise, 2002). Cette régularité empirique peut tenir à quatre facteurs au moins : *i*) certains individus « manquent » de liquidités et ne peuvent donc pas emprunter pour prendre leur retraite avant de pouvoir toucher leurs prestations ; *ii*) l'habitude ou la pratique acceptée incite les intéressés à prendre leur retraite aux âges « normaux » (Lumsdaine et autres, 1996) ; *iii*) les travailleurs ont une vision à court terme ou manquent d'informations, c'est-à-dire qu'ils n'évaluent pas de façon exacte les incitations/désincitations actuarielles à la poursuite d'une activité qui sont incorporées dans les systèmes de retraite, et ils ont donc tendance à cesser leur activité dès qu'ils peuvent prétendre à des prestations ; dans certains cas, enfin, *iv*) la poursuite d'une activité après l'âge légal de la retraite peut ne pas être autorisée.

L'âge normal d'ouverture des droits à pension de retraite diffère sensiblement selon les pays de l'OCDE (tableau 1). Il est actuellement fixé à 65 ans dans la plupart d'entre eux, mais s'échelonne pour les hommes de 60 ans dans quelques

Tableau I. Âge normal et âge anticipé d'ouverture des droits à pension de retraite

	Hommes								Femmes			
	Départ anticipé				Âge normal				Âge normal			
	1969	1979	1989	2003	1969	1979	1989	2003	1969	1979	1989	2003
Australie	65	65	65	55	65	65	65	65	60	60	60	62.5
Autriche	65	65	65	65	65	65	65	65	60	60	60	60
Belgique	60	60	60	60	65	65	65	65	60	60	60	63
Canada	66	65	60	60	66	65	65	65	66	65	65	65
République tchèque	58.5	61.5	59.5
Danemark	67	67	67	65	67	67	67	65	67	67	67	65
Finlande	65	65	60	62	65	65	65	65	65	65	65	65
France	60	60	60	60	65	65	60	60	65	65	60	60
Allemagne	65	63	63	63	65	65	65	65	65	65	65	65
Grèce	60	60	60	60	60	60	65	65	55	55	60	65
Hongrie	60	62	60	62	55	62
Islande	67	67	67	65	67	67	67	67	67
Irlande	70	65	65	65	70	66	66	66	70	66	66	66
Italie	55	55	55	57	60	60	60	65	55	55	55	65
Japon	60	60	60	60	65	65	65	65	65	65	65	65
Corée	60	55	60	60	60	60
Luxembourg	62	62	60	60	65	65	65	65	62	60	65	65
Mexique	..	65	65	65	..	65	65	65	..	65	65	65
Pays-Bas	65	62	60	60	65	65	65	65	65	65	65	65
Norvège	70	67	67	67	70	67	67	67	70	67	67	67
Nouvelle-Zélande	60	60	60	65	65	60	60	65	65	60	60	65
Pologne	65	65	60
Portugal	65	65	65	55	65	65	65	65	65	62	62	65
République slovaque	60	60	57
Espagne	65	60	60	60	65	65	65	65	55	65	65	65
Suède	63	60	60	61	67	65	65	65	67	65	65	65
Suisse	65	65	65	63	65	65	65	65	62	62	62	63
Turquie	60	55	55	60	65	55	55	60	55	50	50	55
Royaume-Uni	65	65	65	65	65	65	65	65	60	60	60	60
États-Unis	62	62	62	62	65	65	65	65	65	65	65	65

Notes :

Australie : l'âge minimum de la retraite (âge auquel l'épargne retraite peut être liquidée) sera porté à 60 ans sur la période 2015-2025. L'âge normal pour les femmes sera porté de 62.5 ans à 65 ans entre 2003 et 2013.

Autriche : l'âge anticipé d'ouverture des droits ne tient pas compte de la préretraite spéciale en cas de longue période d'assurance, qui sera progressivement supprimée (à la suite de la réforme de 2003) mais sera encore accessible à partir de 61.5 ans en 2003 (60 ans en 1969, 1979 and 1989). L'âge normal pour les femmes sera porté de 60 ans à 65 ans entre 2024 et 2033.

Belgique : l'âge normal pour les femmes devrait être porté à 65 ans d'ici à 2009.

République tchèque : l'âge normal et l'âge minimum de la retraite devraient augmenter progressivement pour atteindre 62 ans pour les hommes et 61 ans pour les femmes (sans enfants) en 2007.

Grèce : l'âge normal est de 62 ans pour les hommes et 57 ans pour les femmes qui ont commencé à travailler avant 1992.

Islande : l'âge de la retraite anticipée en 2003 est encore de 67 ans pour la retraite de base. Cependant, la plupart des plans d'entreprise, qui se stabilisent progressivement, fixent à 65 ans l'âge minimum de la retraite.

Italie : l'âge minimum de la retraite est l'âge minimum d'ouverture des droits à pension d'ancienneté, aussi égal à l'âge minimum de la retraite dans le nouveau régime de retraite. L'âge normal est de 60 ans (au lieu de 65 ans) pour les femmes qui ont commencé à travailler avant 1996.

Tableau 1. Âge normal et âge anticipé d'ouverture des droits à pension de retraite (suite)

Corée : l'âge normal devrait passer de 60 à 65 ans entre 2011 et 2033.
Luxembourg : l'âge anticipé d'ouverture des droits ne tient pas compte du régime spécial de préretraite, auquel il est possible d'accéder à partir de 57 ans après 40 années de cotisations.
Norvège : l'âge anticipé d'ouverture des droits ne tient pas compte du régime spécial de préretraite (AFP), auquel il est possible d'accéder à partir de 62 ans en 2003.
Pologne : l'âge normal est de 55 ans pour les femmes ayant cotisé pendant 30 ans.
République slovaque : l'âge normal pour les femmes varie entre 53 et 57 ans suivant le nombre d'enfants élevés.
Suisse : l'âge normal pour les femmes sera de 64 ans en 2005.
Turquie : l'âge normal est de 55 ans pour les hommes et de 50 ans pour les femmes qui ont commencé à travailler avant 1990.
Royaume-Uni : l'âge normal pour les femmes passera de 60 à 65 ans sur la période 2010-2020.
États-Unis : l'âge normal pour les hommes et les femmes devrait être porté à 67 ans sur la période 2000-2022.
Source : US Department of Health and Human Services, *Social Security Programs Throughout the World*, numéros divers.

pays (France, Corée, République slovaque et Turquie) à 67 ans en Norvège et en Irlande (et il est graduellement porté à ce niveau aux États-Unis). On observe des différences un peu plus importantes entre les pays pour ce qui est de l'âge normal de départ à la retraite des femmes car certains d'entre eux continuent de le fixer plus tôt que pour les hommes, même si un mouvement graduel de convergence se dessine ou s'est déjà amorcé presque partout. Les écarts sont encore plus prononcés entre les pays pour ce qui est de l'âge d'ouverture des droits à la préretraite, mais il est difficile d'interpréter l'incidence de ces écarts sur l'âge effectif de la retraite car les pénalités en termes de pension qu'entraîne la cessation anticipée d'activité sont elles aussi très variables.

Dans la majorité des pays de l'OCDE, l'âge normal et – dans une moindre mesure – l'âge anticipé de départ à la retraite sont restés constants depuis la fin des années 60. Dans les pays où des changements sont intervenus, ils ont généralement baissé dans les années 70 et 80 avant d'augmenter dans quelques cas depuis le début des années 90. En Nouvelle-Zélande, le passage rapide de 60 à 65 ans de l'âge légal de la retraite dans les années 90 s'est accompagné d'une augmentation de plus de 15 points du taux d'activité des 55 à 64 ans – augmentation plus importante que dans aucun autre pays de l'OCDE au cours des trois dernières décennies.

Taux de remplacement et niveau du patrimoine « retraite »

En théorie, et sous certaines conditions, le niveau des retraites publiques ne devrait pas avoir d'incidence sur le taux d'activité. Par exemple, si les cotisations à un régime de pension assis sur les salaires étaient considérées comme de l'épargne, si les prestations étaient égales au montant des cotisations versées (en valeur actualisée) et si le taux d'intérêt était égal au taux de croissance de la masse salariale⁵, les

systèmes de pension ne devraient avoir aucun effet sur l'offre de main-d'œuvre et sur la consommation sur toute la durée de la vie (Aaron, 1982, chapitre 2 ; Disney, 1996, chapitre 7)⁶. De fait, ce type de système aurait simplement pour effet de réduire l'épargne individuelle pendant la vie active d'un montant équivalant aux cotisations versées, c'est-à-dire que le taux d'épargne serait d'autant plus faible que les cotisations et les taux de remplacement seraient élevés, et inversement⁷.

Dans la pratique, cependant, du fait des effets redistributifs des régimes, des modifications de leurs dispositions ainsi que de l'évolution démographique, du manque d'informations et des horizons à court terme, les régimes publics de retraite influent sur la distribution du revenu et de la richesse aussi bien entre les générations qu'au sein de celles-ci, engendrant ainsi des « effets de patrimoine » sur la décision de départ à la retraite (Disney, 1996). Les montants des prestations auxquelles les travailleurs âgés auront droit peuvent en effet être considérés comme un élément de leur patrimoine total, appelé souvent patrimoine « retraite ». Dans ces conditions, l'introduction d'un régime de retraite par répartition, ou une augmentation inattendue⁸ du niveau des pensions, incomplètement compensée par un relèvement des cotisations, accroît le patrimoine « retraite » net des travailleurs âgés. Cela stimule leur demande à la fois de consommation et de temps libre, les incitant à prendre leur retraite plus tôt⁹. Cet effet négatif sur le taux d'activité disparaît avec le temps à mesure que de nouvelles cohortes de travailleurs âgés, non affectés (voire négativement affectés) par cette redistribution entre générations, viennent remplacer les cohortes précédentes¹⁰.

L'indicateur le plus direct de la générosité des pensions est le taux de remplacement, qui est le rapport entre les prestations annuelles et la rémunération perçue juste avant le départ à la retraite¹¹. Cependant, il n'y a pas de méthode évidente pour calculer cet indicateur, car son niveau varie en fonction d'un grand nombre de facteurs¹². Dans le présent article, les taux de remplacement ont été calculés à des fins d'illustration sur la base d'une série d'hypothèses simplificatrices courantes (encadré 2). Ils sont définis ici comme les taux de remplacement moyens *anticipés* sur une période de cinq années et sont calculés à 55, 60 et 65 ans pour 22 pays de l'OCDE (annexe 3, section 4)¹³. Afin de faciliter les calculs sur un large éventail de pays et de périodes, l'imposition des rémunérations et des prestations n'est pas prise en compte, c'est-à-dire que seuls les taux de remplacement bruts sont calculés. Les taux de remplacement nets sont présentés dans d'autres études récentes de l'OCDE par Casey et autres (2003), sur la base d'hypothèses simplificatrices similaires. Ils ne sont cependant disponibles que pour les systèmes de retraite déjà mis en place par le législateur et pour un plus petit nombre de pays [pour de plus amples informations sur les différences entre l'utilisation qui est faite ici des modèles de l'OCDE sur les incitations au départ à la retraite et celle que Casey et autres (2003) en font, voir Duval (2003), encadré 2]. C'est la raison pour laquelle ils ne sont pas utilisés ici, étant donné que le principal

Encadré 2. Calcul des taux de remplacement : méthodologie et hypothèses

Le taux de remplacement est généralement défini par l'équation $R_R = P_R/Y$, où R_R est le taux de remplacement à l'âge R, P_R est le niveau de la pension en cas de départ à la retraite à l'âge R et Y est le niveau de la rémunération perçue juste avant la cessation d'activité. Pour tous les âges possibles de départ à la retraite compris entre 55 et 70 ans, des taux de remplacement théoriques correspondant au régime de retraite « normal » et aux dispositifs de préretraite sont calculés pour trois niveaux de rémunération (60, 100 et 140 pour cent du salaire de l'ouvrier moyen) et pour deux types de ménages (célibataire et couple marié dans lequel le conjoint à charge a le même âge que le retraité). Ces calculs permettent donc d'établir des taux de remplacement moyens dans six situations différentes. En plus des taux de remplacement à l'âge R, les taux de remplacement moyens anticipés entre R et R + 4 sont également calculés.

Les calculs sont effectués pour un large éventail de pays et de périodes¹, compte tenu des hypothèses ci-après² :

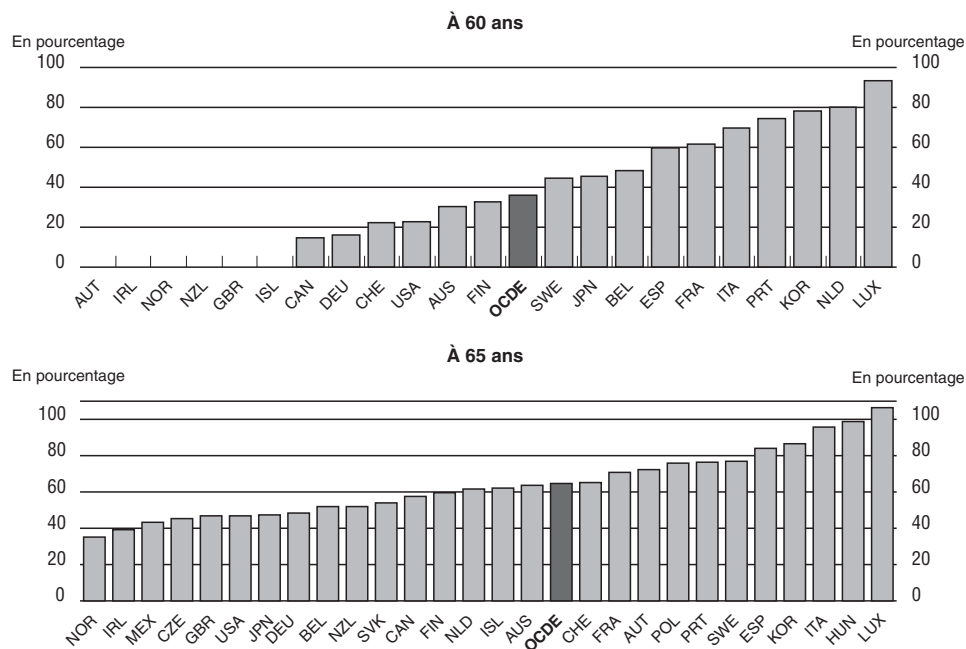
- Le travailleur est censé être entré sur le marché du travail à 20 ans et avoir travaillé à plein-temps dans le secteur privé sans interruption jusqu'au départ à la retraite.
- Le profil de la rémunération en fonction de l'âge est censé être plat, c'est-à-dire que la rémunération est censée progresser parallèlement à la rémunération moyenne à l'échelle nationale. En conséquence, les modifications de la rémunération de base utilisée dans la formule de calcul des pensions ne sont généralement pas prises en compte dans les calculs présentés ici.
- Les taux de remplacement indiqués ne couvrent que les régimes publics et les régimes privés d'entreprise à caractère obligatoire ou quasi obligatoire (comme ceux de la Finlande, des Pays-Bas³, du Royaume-Uni, de la Suède ou de la Suisse). Les régimes d'entreprise offerts par les employeurs à titre volontaire ne sont pas pris en compte.
- Le régime fiscal applicable à la rémunération et à la pension n'est pas pris en compte. Le concept de rémunération brute utilisé comprend les cotisations salariales de sécurité sociale, mais pas celles qui sont à la charge de l'employeur. Dans la mesure où, dans la plupart des pays de l'OCDE, les pensions de retraite tendent à bénéficier d'un régime fiscal plus favorable que celui qui s'applique à la rémunération brute, les taux de remplacement bruts indiqués ici sont généralement inférieurs aux taux de remplacement nets.

1. Période couverte : totalité de la période écoulée depuis 1967 pour 14 pays de l'OCDE (Allemagne, Australie, Canada, Espagne, États-Unis, Finlande, France, Irlande, Italie, Norvège, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni et Suède), depuis 1977 pour la Nouvelle-Zélande, depuis 1987 pour la Corée, depuis 1989 pour la Suisse, depuis 1993 pour le Luxembourg et le Japon et depuis 1995 pour l'Autriche, la Belgique et l'Islande.
2. Pour de plus amples détails, en particulier sur les sources utilisées pour les régimes de retraite passés et actuels, voir Duval (2003), annexe 1.
3. Comme indiqué dans le corps du texte, dans le cas des Pays-Bas, un régime de préretraite « type » (VUT) est pris en compte entre 60 et 65 ans. Cependant, depuis le début des années 90, ces régimes par répartition ont été progressivement transformés en régimes capitalisés. En conséquence, le taux de remplacement anticipé à 60 ans est peut-être surestimé.

objectif de cet article est de présenter de nouvelles données d'observation concernant l'incidence des incitations à la cessation d'activité sur le retrait des travailleurs âgés de la population active.

À l'heure actuelle, et si l'on tient compte des réformes récentes¹⁴, les taux de remplacement bruts moyens anticipés à 60 et 65 ans diffèrent sensiblement suivant les pays de l'OCDE (graphique 2). À 60 ans, ils s'échelonnent de zéro dans les pays où l'âge d'ouverture des droits est au moins de 65 ans (Autriche¹⁵, Irlande, Islande, Norvège¹⁶, Nouvelle-Zélande, Royaume-Uni) à plus de 70 ans dans plusieurs pays où il est possible de percevoir de généreuses pensions dès le début de la soixantaine (Corée, Espagne, Luxembourg, Pays-Bas¹⁷, Portugal). À 65 ans, ils s'échelonnent de moins de 40 pour cent en Irlande et en Norvège à 100 pour cent en Hongrie et au Luxembourg.

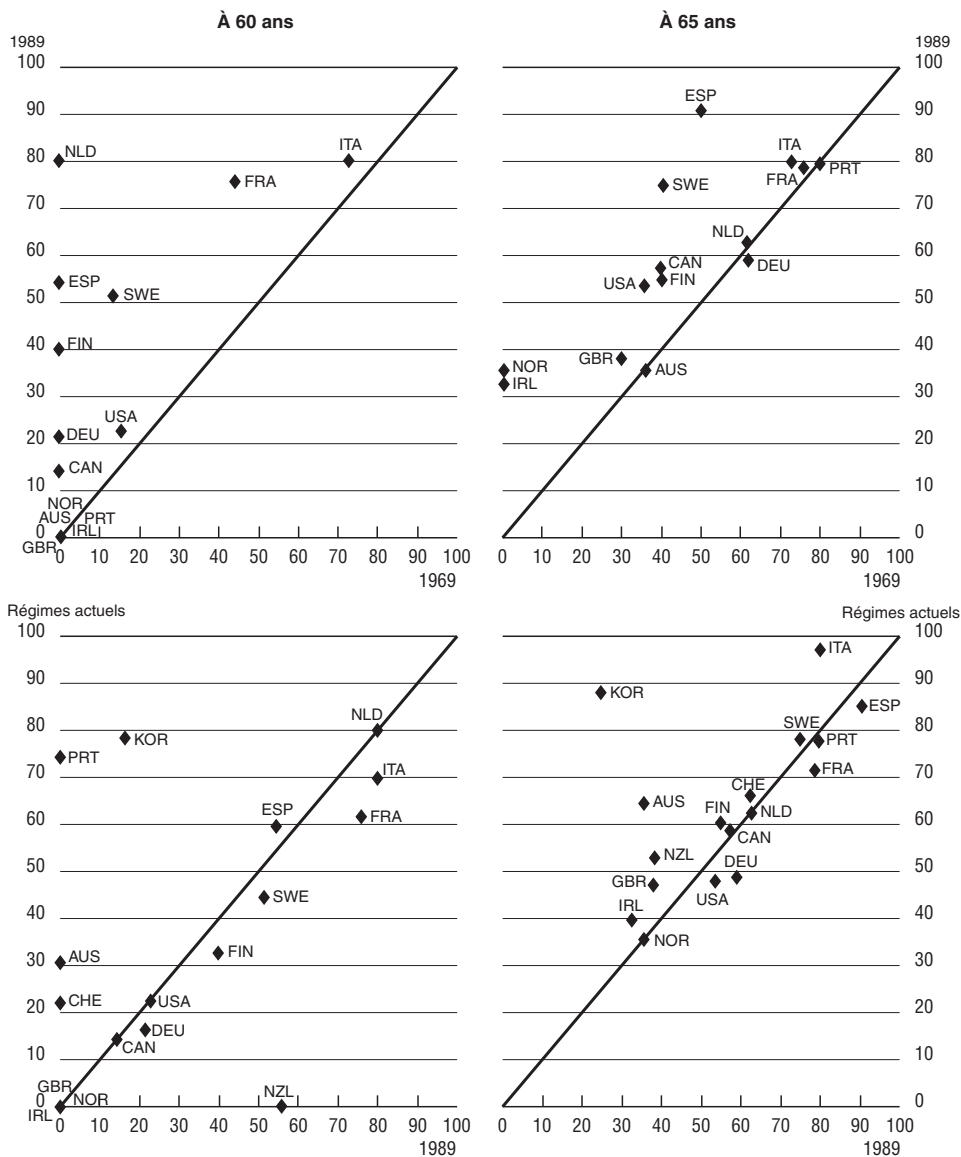
Graphique 2. Taux de remplacement moyens anticipés au cours des cinq prochaines années dans les régimes de retraite, moyenne de six situations (trois niveaux de rémunération et deux situations de famille)



Notes : Pour les Pays-bas, les calculs à 60 ans concernent un régime VUT « type ». Pour la Hongrie, le Mexique, la Pologne, la République slovaque et la République tchèque, les calculs sont seulement effectués à 65 ans, dans le cas d'un travailleur célibataire ayant une rémunération moyenne.

Source : Calculs effectués par l'auteur.

Graphique 3. Variations historiques des taux moyens de remplacement anticipés dans les régimes de retraite, moyenne de six situations (trois niveaux de rémunération et deux situations de famille)



Source : Calculs effectués par l'auteur.

Les taux de remplacement anticipés ont augmenté dans la vaste majorité des pays de l'OCDE entre la fin des années 60 et la fin des années 80 (graphique 3). L'augmentation à 60 ans a été due essentiellement à une baisse de l'âge de la préretraite, alors qu'à 65 ans, elle s'explique essentiellement par un relèvement des niveaux des pensions. En revanche, depuis le début des années 90, les taux de remplacement anticipés se sont stabilisés (à 65 ans) ou ont baissé (à 60 ans)¹⁸. Cependant, ces tendances générales masquent des différences considérables suivant les pays. Si les taux de remplacement anticipés sont restés assez stables dans certains pays ces trois dernières décennies, ils ont augmenté très sensiblement dans d'autres (Espagne, Finlande, Pays-Bas, Suède à 60 ans¹⁹, Espagne, Finlande, Suède, et, dans une moindre mesure, Irlande et Norvège à 65 ans), en particulier aux âges les plus bas.

Impôts marginaux implicites sur la poursuite de l'activité professionnelle incorporés dans les régimes de retraite

Le patrimoine « retraite », défini comme la valeur actualisée des pensions futures auxquelles une personne aura droit au cours du reste de sa vie, est un indicateur plus large de la générosité des pensions que le taux de remplacement. Et surtout, à chaque âge, les *variations* du patrimoine « retraite » net découlant de la poursuite d'une activité professionnelle pendant une année supplémentaire (prestations supplémentaires moins cotisations supplémentaires) peuvent être considérées comme un impôt marginal implicite (dans le cas d'une variation négative) ou une subvention marginale implicite (variation positive) affectant la poursuite de l'activité professionnelle.

Plus précisément, si la personne concernée a déjà droit à une pension et ne peut pas cumuler cette pension et un revenu d'activité, rester sur le marché de l'emploi une année de plus se traduit par la perte d'une année de prestations. Si le coût en termes de prestations perdues et de cotisations versées est exactement compensé par une hausse des pensions futures, on dit que le régime de retraite est « neutre » du point de vue actuariel²⁰, mais si ce coût n'est pas compensé, il y a alors un impôt implicite sur la poursuite de l'activité professionnelle.

L'incidence sur l'offre de main-d'œuvre des impôts implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle incorporés dans les régimes de retraite est ambiguë d'un point de vue théorique (Mitchell et Fields, 1984), car – à l'instar des modifications des salaires – ces impôts ont des effets de revenu et de substitution de signes opposés²¹. Dans la pratique, toutefois, un très grand nombre de données empiriques montrent que les effets de substitution dominant (Lazear, 1986; Lumsdaine et Mitchell, 1999), de sorte que les impôts implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle tendent à fausser la décision des travailleurs au profit d'une cessation anticipée de l'activité.

Les paragraphes ci-après présentent les résultats de nouveaux calculs concernant les impôts implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle pendant cinq années supplémentaires (pour un travailleur célibataire ayant une rémunération moyenne à 55, 60 et 65 ans) à la fois dans le cadre des régimes de retraite normaux et dans celui des dispositifs de préretraite. Ces calculs s'appuient sur les mêmes hypothèses que le calcul des taux de remplacement, mais aussi sur un certain nombre d'hypothèses supplémentaires (encadré 3). En particulier, on suppose que, pour faire son choix entre cessation d'activité et poursuite d'activité, l'intéressé table sur des revenus réels constants au niveau macro-économique dans le second cas. Cela n'a pas d'incidence sur les taux d'imposition implicites dans le cadre des régimes forfaitaires, mais peut se traduire par une surestimation de ces taux dans celui des régimes assis sur les rémunérations, en particulier si la rémunération de référence utilisée dans la formule de calcul des prestations couvre une longue période (comme dans le « nouveau » système de retraite de l'Italie).

Comme le révèle le graphique 4, les impôts implicites créés par les régimes de retraite sont relativement peu importants – voire négatifs dans quelques cas (France et Luxembourg) – si le départ à la retraite est relativement précoce, mais ils ont nettement tendance à augmenter avec l'âge. Le taux moyen de l'impôt implicite dans 22 pays de l'OCDE est inférieur à 5 pour cent (10 pour cent si l'on exclut la France et le Luxembourg) à 55 ans, mais il est supérieur à 30 pour cent à 60 et 65 ans²².

La dispersion des impôts implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle dans les différents pays de l'OCDE est très prononcée, en particulier dans les tranches d'âge les plus élevées²³. En outre, ces différences concordent généralement assez bien – mais pas totalement – avec celles des taux de remplacement anticipés (graphique 5) : les pays ayant des taux de remplacement élevés ont souvent aussi des impôts implicites importants sur la poursuite d'une activité professionnelle (France, Luxembourg et Pays-Bas à 60 ans, Autriche, Italie et Espagne à 65 ans, par exemple) et inversement (Islande, Irlande, Nouvelle-Zélande, Royaume-Uni). De manière générale, les impôts implicites sont plus élevés dans les pays d'Europe continentale (à quelques exceptions près) que dans les pays nordiques et les pays anglophones, ainsi qu'au Japon.

Comme les taux de remplacement anticipés, mais dans une moindre mesure que ceux-ci, les impôts implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle ont augmenté dans les années 70 et dans les années 80, mais ont commencé de se stabiliser – voire ont diminué – depuis le début des années 90 (graphique 6). Les augmentations ont été plus importantes dans certains pays d'Europe continentale (France, Pays-Bas) que dans les pays anglophones et les pays nordiques, essentiellement pour les personnes au début de la soixantaine. Ces observations

Encadré 3. Calcul du patrimoine « retraite », du patrimoine « transferts sociaux » et des impôts implicites sur la poursuite d'une activité : méthodologie et hypothèses¹

Le calcul des niveaux de patrimoine « retraite » découle directement de celui des taux de remplacement, présenté plus haut. Cependant, contrairement à celui-ci, qui envisage six cas différents, il n'est appliqué qu'à un célibataire rémunéré au salaire de l'ouvrier moyen. Tout d'abord, pour chaque âge possible de départ à la retraite (R) entre 55 et 70 ans, les flux futurs de pensions anticipés sont calculés entre l'âge R et 105 ans. Le patrimoine « retraite » est ensuite calculé comme la valeur actualisée de ces flux au moyen de la formule suivante :

$$PWY_R = \sum_{A=R}^{A=105} (S_A * R_A) / (1+r)^{(A-R)}$$

où PWY_R est le patrimoine « retraite » (en proportion de la rémunération) d'un célibataire rémunéré au salaire de l'ouvrier moyen prenant sa retraite à l'âge R, R_A est le taux de remplacement (égal à P_A/Y) que cette personne obtiendrait à l'âge A si elle cessait de travailler immédiatement, r est le taux d'actualisation réel et S_A est la probabilité d'être en vie à l'âge A à condition d'être en vie à l'âge R.

Les niveaux de patrimoine « retraite » sont calculés pour tous les âges possibles de départ à la retraite entre 55 et 70 ans. Les niveaux de patrimoine « transferts sociaux » sont calculés de la même manière, si ce n'est que les flux de transferts pris en compte sont ceux que l'intéressé recevrait en cas de cessation anticipée d'activité (par le biais du chômage, de l'invalidité ou d'un dispositif spécial de préretraite) et non dans le cadre du régime de retraite « normal ».

À 55, 60 et 65 ans, l'incidence d'une prolongation de cinq ans (de R à R + 5) de la vie active sur le patrimoine « retraite » ou le patrimoine « transferts sociaux » est alors calculée au moyen de la formule suivante :

$$DPWY_R = [PWY_{R+5}] * [S_{R+5} / (1+r)^5] - PWY_R - \sum_{A=R}^{A=R+4} [(S_A * C_A / Y) / (1+r)^{A-R}]$$

où C_A/Y est la somme des taux des cotisations salariales et patronales au régime de retraite.

Le choix d'une période de cinq ans, et non d'un an, pour le calcul de la variation du patrimoine « retraite » ou du patrimoine « transferts sociaux » est dicté par le fait que les séries rétrospectives des statistiques des taux d'activité ne sont disponibles que par groupes d'âge de cinq ans. De fait, on peut mesurer les incitations au départ à la retraite pour chacun des groupes d'âge 55-59 ans, 60-64 ans et 65-69 ans en mesurant la variation du patrimoine « retraite » ou du patrimoine « transferts sociaux » en cas de prolongation de la vie active sur chacune des périodes considérées, c'est-à-dire respectivement entre 55 et 60 ans, 60 et 65 ans et 65 et 70 ans. Si cette variation est négative, la prolongation de cinq ans de la vie active se traduit par un impôt implicite dont la moyenne sur cinq ans est la suivante :

Impôt implicite moyen sur la poursuite d'une activité professionnelle au-delà de l'âge R = $-DPWY_R/5$.

Encadré 3. **Calcul du patrimoine « retraite », du patrimoine « transferts sociaux » et des impôts implicites sur la poursuite d'une activité : méthodologie et hypothèses*** (suite)

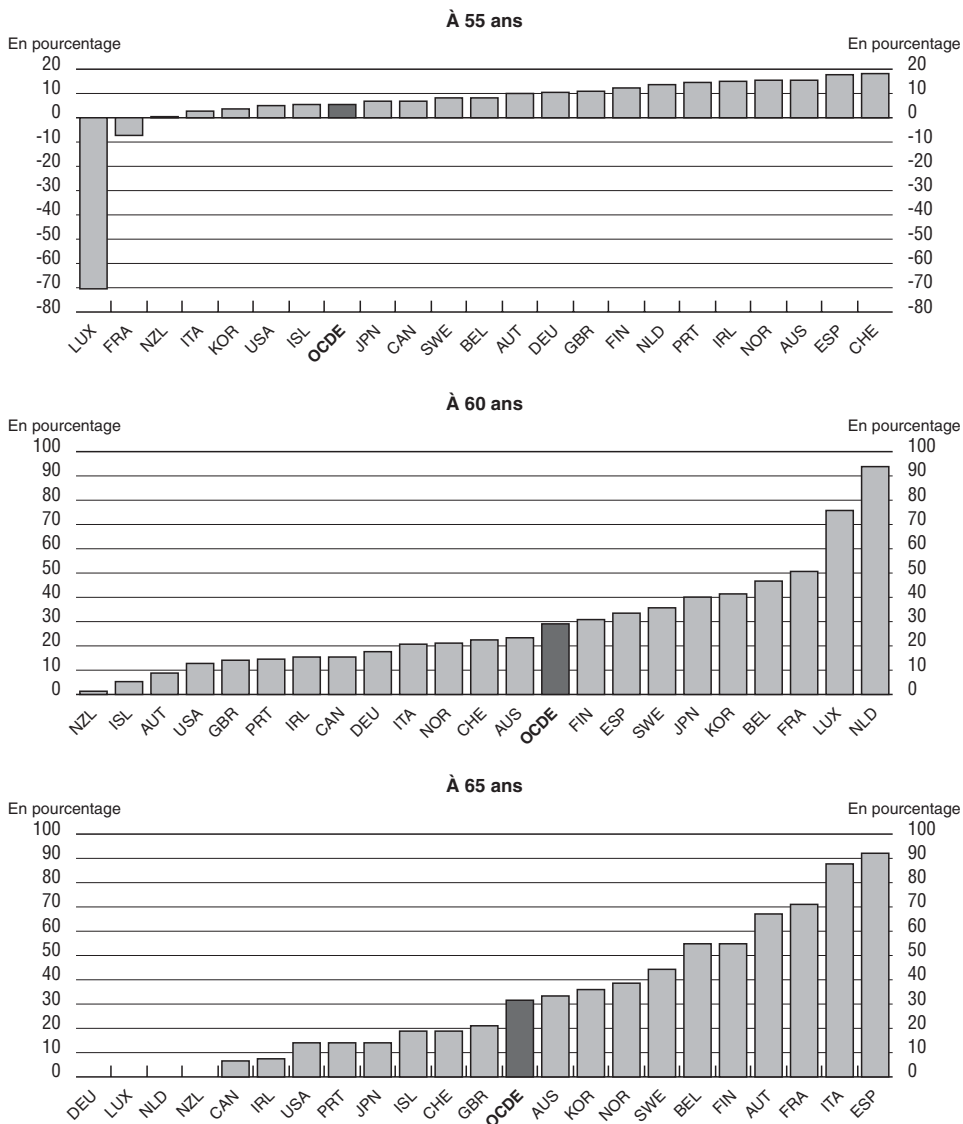
Le calcul des niveaux et des variations du patrimoine « retraite » s'appuie sur les hypothèses suivantes :

- Toutes les hypothèses retenues pour calculer les taux de remplacement (voir encadré 2).
- Lorsqu'il prend la décision de se retirer du marché du travail ou de continuer à travailler pendant cinq années supplémentaires, l'intéressé est censé anticiper des gains réels constants au niveau macroéconomique s'il choisit de prolonger sa vie active. Cette hypothèse n'a pas d'incidence sur les taux de remplacement, mais peut entraîner une surestimation des taux de l'impôt implicite dans certains cas (dans le cadre du « nouveau » régime de retraite italien, par exemple).
- Les intéressés sont censés assumer le coût des cotisations patronales au régime de retraite. Une autre méthode, qui aurait abouti à des estimations plus basses de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle, aurait consisté à ne prendre en compte que la part des cotisations directement à la charge des salariés.
- Les pensions sont censées être indexées sur les prix. Cela entraîne une légère sous-estimation de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle dans les cas où les pensions sont partiellement ou intégralement indexées sur les rémunérations. En outre, les modifications apportées aux méthodes d'ajustement des pensions au fil des ans ne sont pas prises en compte dans les estimations du patrimoine « retraite ».
- Le taux d'actualisation réel est fixé à 3 pour cent. Un taux plus (moins) élevé aboutirait à un impôt implicite plus (moins) élevé sur la poursuite d'une activité professionnelle mais ne modifierait pas qualitativement les résultats.

À proprement parler, la formule ci-dessus de calcul de la variation du patrimoine « retraite » n'est applicable que lorsqu'un emploi à plein-temps ne peut être associé à une pension à taux plein ou réduit. Dans les cas où les deux peuvent être cumulés, le calcul de la variation du patrimoine « retraite » en cas de prolongation de cinq ans de la vie active tient compte des flux de pensions que l'intéressé percevrait pendant cette période de cinq ans (en d'autres termes, PWY_{R+5} comprend non seulement les flux de pensions perçues à partir de l'âge $R + 5$, mais aussi ceux qui sont perçus entre les âges R et $R + 4$). De ce fait, la variation du patrimoine « retraite » est plus positive (ou moins négative) et l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle est plus faible que si un strict critère de revenu est appliqué. Dans le cas extrême où le versement de la pension n'est soumis à aucun critère de revenu et où aucune cotisation au régime de retraite ne doit être versée (ce qui est effectivement le cas en Nouvelle-Zélande à partir de 65 ans, par exemple), l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle est simplement égal à zéro.

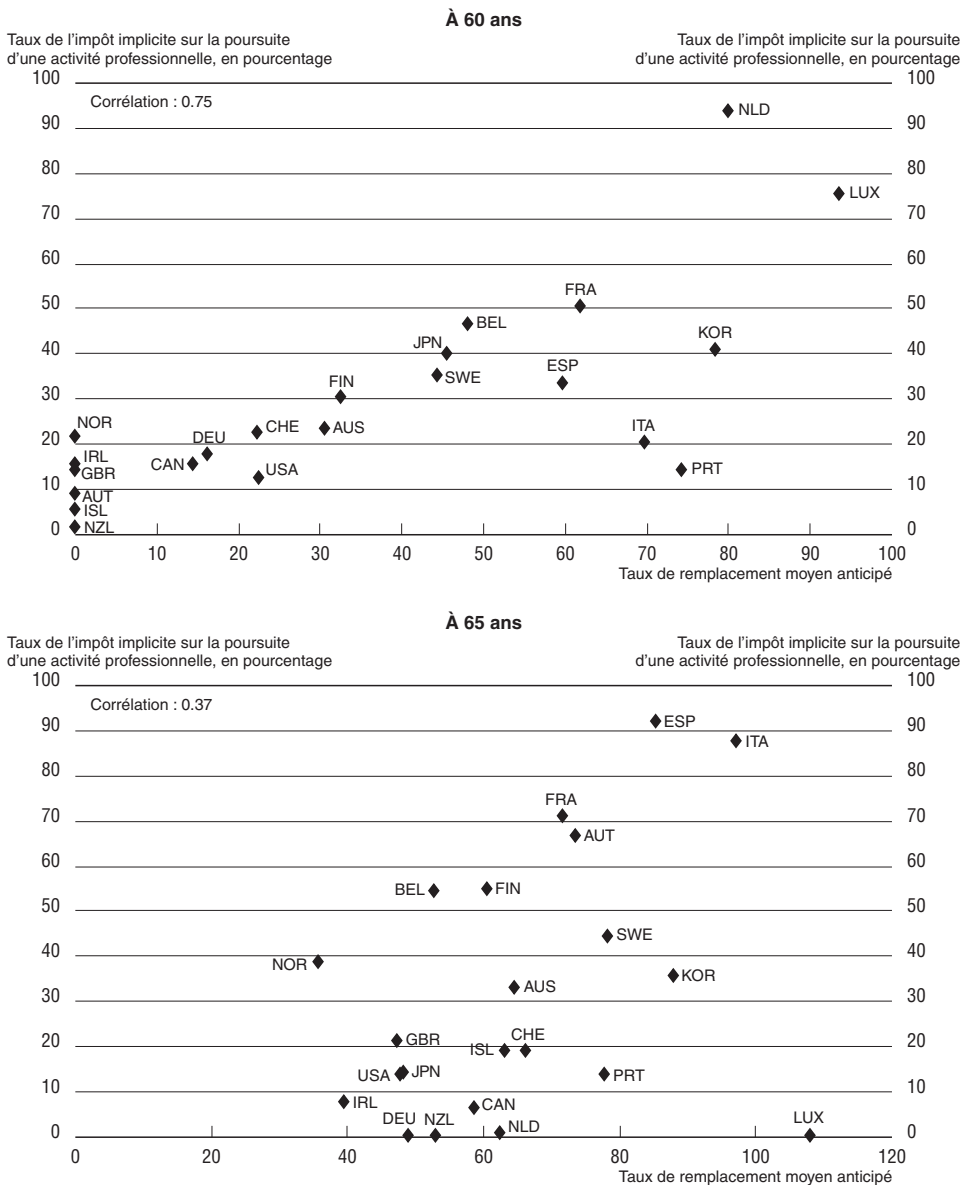
* Pour de plus amples détails, voir Duval (2003), annexe 2.

Graphique 4. Taux moyen de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle pendant cinq ans dans les régimes de retraite actuels, célibataire rémunéré au salaire de l'ouvrier moyen



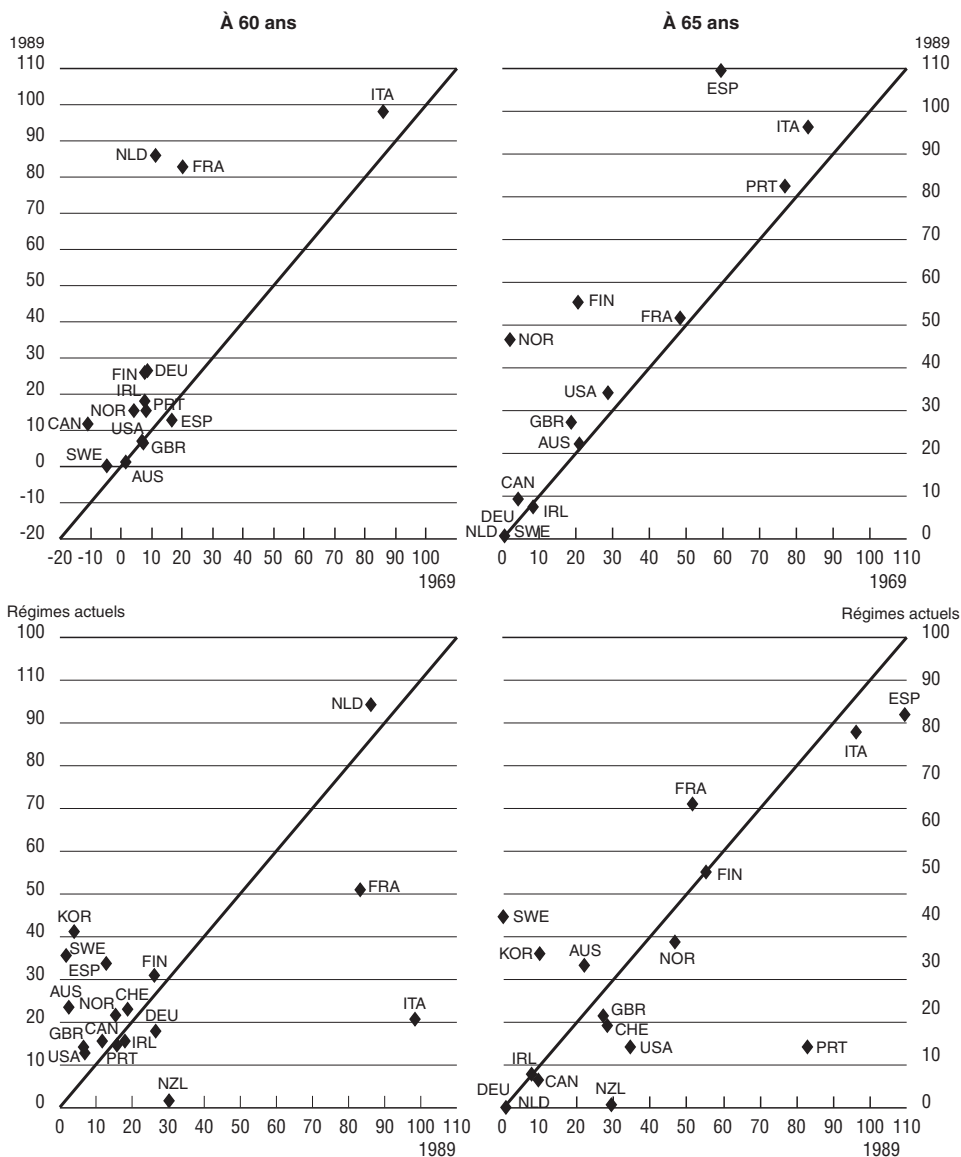
Source : Calculs effectués par l'auteur.

Graphique 5. Taux de remplacement moyen anticipé et taux de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle dans les régimes de retraite actuels



Source : Calculs effectués par l'auteur.

Graphique 6. Variations historiques des taux d'imposition implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle dans les régimes de retraite, célibataire rémunéré au salaire de l'ouvrier moyen



Source : Calculs effectués par l'auteur.

sont comparables aux profils historiques des taux d'activité, qui ont accusé une baisse tendancielle plus prononcée pour les travailleurs âgés dans les pays d'Europe continentale et se sont stabilisés depuis le début des années 90.

Taux marginaux implicites des impôts sur la poursuite d'une activité professionnelle incorporés dans les dispositifs de préretraite

Dans nombre de pays de l'OCDE, l'accès relativement facile à divers programmes de transferts sociaux a permis à certaines catégories de travailleurs âgés de cesser leur activité avant l'âge minimal d'ouverture des droits à pension. Ces dispositifs, dans lesquels entrent les programmes spéciaux de préretraite ainsi que les indemnités de chômage et d'invalidité (Blöndal et Scarpetta, 1998 ; Casey et autres, 2003), se traduisent souvent par d'importants impôts implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle, pour deux raisons essentielles : les taux de remplacement sont généralement élevés et les droits à pension continuent de s'accumuler, même si leur taux d'accumulation est réduit dans certains cas.

On n'essaiera pas ici de couvrir l'ensemble de ces dispositifs. Pour arriver à une évaluation approximative des incitations à la préretraite qui en découlent, un « parcours classique vers la préretraite » est modélisé sur la base des hypothèses simplificatrices suivantes :

- Dans les pays où les indemnités de chômage peuvent être utilisées dans la pratique pour faire la transition en attendant l'ouverture des droits à pension²⁴, les impôts implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle sont calculés pour les mêmes exemples que pour les régimes de retraite.
- Lorsque les dispositifs d'indemnisation du chômage ne peuvent être utilisés dans la pratique comme instruments de préretraite mais que d'autres systèmes sont disponibles²⁵, ces derniers sont pris en compte.
- Si aucun programme de transferts sociaux ne peut être utilisé pour cesser l'activité avant l'âge minimal d'ouverture des droits à pension²⁶, le « parcours vers la préretraite » est simplement celui qui mène aussi à la retraite normale.

Il convient de souligner que, pour deux raisons au moins, l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle calculé en utilisant la méthodologie ci-dessus ne donne qu'une idée approximative de l'ampleur des incitations à la retraite incorporées dans les dispositifs de préretraite. Premièrement, le fait que l'on ne se soit intéressé qu'à un seul « parcours vers la préretraite » ne permet pas de prendre en compte les effets sur le taux d'activité de plusieurs autres programmes de transferts sociaux qui peuvent en fait être utilisés comme instruments de préretraite. Deuxièmement, la rigueur effective des critères d'admissibilité à ces programmes n'est pas bien reflétée dans les calculs. Par exemple, même dans les pays pour lesquels on a supposé que la retraite pour des motifs d'invalidité n'est pas une option disponible – ou ne l'est plus, comme

en Suède – en raison de la rigueur des critères d'admissibilité, la proportion de personnes en situation d'invalidité dans le non-emploi a en fait sensiblement augmenté durant la deuxième moitié des années 90 (Australie, États-Unis, Suède, par exemple ; voir OCDE, 2003b).

Compte tenu de ces réserves, les résultats sont à peu près conformes à ceux obtenus pour les régimes de retraite. Premièrement, la dispersion des taux de l'impôt implicite influant sur « le parcours vers la préretraite » est très prononcée dans les pays de l'OCDE (graphiques 7 et 8, parties B). Deuxièmement, les taux de l'impôt implicite ont augmenté durant la majeure partie des années 70 et 80, surtout pour les travailleurs de 55 ans, à mesure que les dispositifs de préretraite ont été créés ou sont devenus plus généreux. Par contre, cette expansion a cessé depuis le début des années 90 et s'est même inversée dans certains pays (Suède ou Finlande, plus récemment, par exemple).

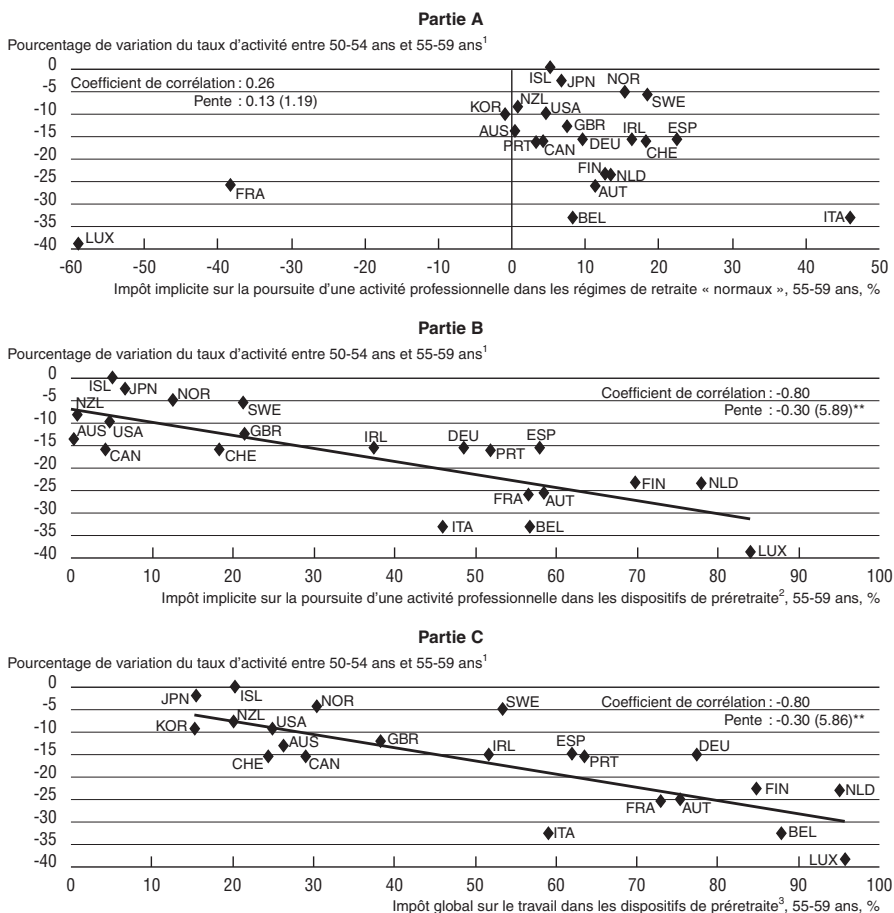
EFFETS DE L'IMPÔT IMPLICITE SUR LE TAUX D'ACTIVITÉ DES TRAVAILLEURS ÂGÉS : DONNÉES PRÉLIMINAIRES CONCERNANT DIFFÉRENTS PAYS

Effets des taux de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle

L'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle est un indicateur synthétique essentiel des incitations au départ à la retraite incorporées dans les régimes de pension et dans les dispositifs de préretraite, car il prend en compte certains des effets à la fois de l'âge d'ouverture des droits et de la générosité des prestations. Toutes choses égales par ailleurs, plus le taux de remplacement est élevé, plus importants sont le coût d'opportunité de la poursuite d'une activité professionnelle et le taux de l'impôt implicite sur cette option (graphique 5 et encadré 4). De même, plus l'âge minimum d'ouverture des droits à pension est élevé, plus l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle avant cet âge est faible, toutes choses étant égales par ailleurs²⁷. Ainsi, il paraît fondé de se préoccuper principalement des impôts implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle lorsqu'on évalue les effets des incitations à la cessation d'activité incorporées dans les régimes de retraite sur les taux d'activité.

Pour illustrer les effets potentiels sur les taux d'activité des incitations à la retraite incorporées dans les régimes de pension « normaux », les parties A des graphiques 7 et 8 indiquent, pour les deux tranches d'âge (55-59 ans et 60-64 ans), la diminution du taux d'activité masculin – indicateur implicite de la cessation d'activité – en fonction de l'impôt implicite correspondant sur la poursuite d'une activité professionnelle pendant cinq années supplémentaires²⁸. La diminution du taux d'activité du groupe des 55-59 ans ne semble pas être liée à l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle entre 55 et 60 ans (graphique 7,

Graphique 7. Diminution du taux d'activité masculin entre 50-54 ans et 55-59 ans et taux de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle, 1999 (célibataire rémunéré au salaire de l'ouvrier moyen)



Notes : t de Student entre parenthèses. * Significatif au seuil de 5 pour cent ; ** Significatif au seuil de 1 pour cent.

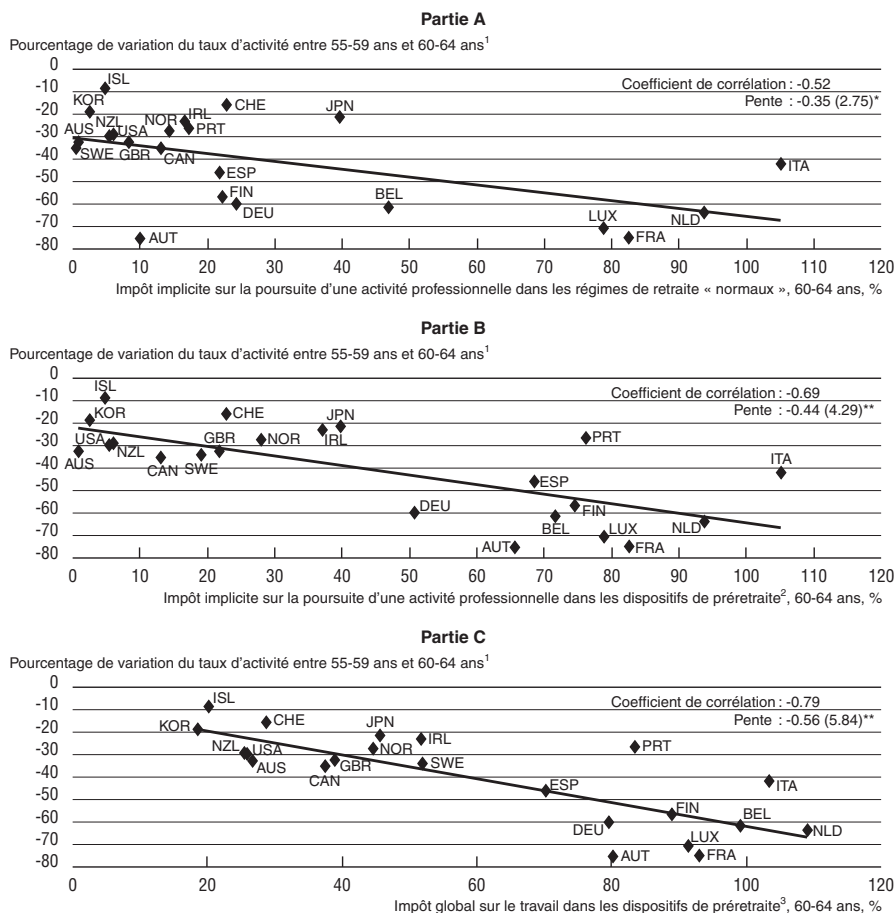
1. $(Pr_{55-59} - Pr_{50-54}) / Pr_{50-54}$, pourcentage.

2. Les dispositifs de préretraite pris en compte dans le modèle sont les prestations d'assistance chômage jusqu'à la retraite sauf dans le cas de l'Irlande, pour laquelle il s'agit des allocations de préretraite, et du Luxembourg, pour lequel les prestations d'invalidité ont été prises en compte étant donné leur incidence parmi les pensionnés. Dans les pays où on a considéré qu'aucun dispositif de préretraite ne pouvait être largement utilisé pour se retirer du marché du travail avant l'âge minimum de la retraite (Australie, Canada, Corée, États-Unis, Islande, Italie, Japon, Norvège, Nouvelle-Zélande, Suède et Suisse), le régime de retraite pris en compte dans le graphique est simplement le régime de retraite « normal ».

3. Le taux de l'impôt global sur le travail est la somme de deux composantes : le coin fiscal habituel sur le travail, et l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle dans les dispositifs de préretraite (diminué du taux de cotisation au régime de retraite, de manière à éliminer le double comptage), exprimé en pourcentage des coûts totaux de main-d'œuvre.

Source : Calculs effectués par l'auteur.

Graphique 8. Diminution du taux d'activité masculin entre 55-59 ans et 60-64 ans et taux de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle, 1999 (célibataire rémunéré au salaire de l'ouvrier moyen)



Notes : t de Student entre parenthèses. * Significatif au seuil de 5 pour cent ; ** Significatif au seuil de 1 pour cent.

1. $(Pr_{60-64} - Pr_{55-59}) / Pr_{55-59}$, pourcentage.
2. Les dispositifs de préretraite pris en compte dans le modèle sont les prestations d'assistance chômage jusqu'à la retraite sauf dans le cas de l'Irlande et des Pays-Bas, pour lesquels il s'agit respectivement des allocations de préretraite et d'un régime VUT « type », et du Luxembourg, pour lequel les prestations d'invalidité ont été prises en compte étant donné leur incidence parmi les pensionnés. Dans les pays où on a considéré qu'aucun dispositif de préretraite ne pouvait être largement utilisé pour se retirer du marché du travail avant l'âge minimum de la retraite (Australie, Canada, Corée, États-Unis, Islande, Italie, Japon, Norvège, Nouvelle-Zélande, Suède et Suisse), le régime de retraite pris en compte dans le graphique est simplement le régime de retraite « normal ».
3. Le taux de l'impôt global sur le travail est la somme de deux composantes : le coin fiscal habituel sur le travail, et l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle dans les dispositifs de préretraite (diminué du taux de cotisation au régime de retraite, de manière à éliminer le double comptage), exprimé en pourcentage des coûts totaux de main-d'œuvre.

Source : Calculs effectués par l'auteur.

Encadré 4. Relation théorique entre les taux de remplacement et les impôts implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle

L'existence d'un lien direct entre le taux de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle et le taux de remplacement a un caractère relativement intuitif : plus le taux de remplacement est élevé, plus le coût d'opportunité de la poursuite d'une activité professionnelle est élevé ou, toutes choses étant égales par ailleurs, plus l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle est élevé. Les calculs présentés ci-après mettent ce lien en évidence de façon plus formelle, en révélant qu'il est en fait plus complexe que ne le donne à penser cette simple intuition. Par souci de clarté, on suppose par convention que $R = 0$. En outre, la fonction de survie est censée être calculée entre R et l'infini et le taux de mortalité à chaque âge est censé être constant et égal à $p = p_A$. Comme indiqué plus haut, ces hypothèses n'ont pas été posées lors du calcul des niveaux effectifs de patrimoine « retraite », mais elles simplifient grandement la démonstration. Le niveau de patrimoine « retraite » d'une personne pouvant faire valoir ses droits à pension peut ainsi s'écrire de la manière suivante :

$$PWY(0) = \sum_{A=0}^{\infty} (S_A \cdot R_A) / (1+r)^A$$

Où R_A est le taux de remplacement et S_A est la valeur de la fonction de survie à l'âge A .

Compte tenu de l'hypothèse d'un taux de mortalité constant à chaque âge, la fonction de survie s'écrit :

$$S_A = \prod_{i=1}^{i=A} (1-p) \approx \prod_{i=1}^{i=A} 1/(1+p) \approx 1/(1+p)^A$$

En combinant ces deux équations et en tenant compte du fait que R_A est constant ($R_A = R$) parce que les pensions sont censées être indexées sur les prix, on obtient :

$$PWY_0 \approx \sum_{A=0}^{\infty} R_A / (1+r+p)^A \approx R \cdot [1 + 1/(r+p)]$$

Supposons que les droits à pension sont accumulés au rythme a , de sorte que $P_{R+1} = (1+a)P_R$ et qu'aucune pension ne peut être perçue avant la retraite complète (en raison d'un strict critère de revenu). La valeur actualisée (à l'âge $R = 0$) du patrimoine « retraite », en cas de report d'un an du versement de la pension, est la suivante :

$$PWY_1 / (1+r+p) \approx \sum_{A=1}^{\infty} [R_A \cdot (1+a) / (1+r+p)^{A-1}] / (1+r+p) \approx R \cdot (1+a) / (r+p)$$

**Encadré 4. Relation théorique entre les taux de remplacement
et les impôts implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle
(suite)**

L'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle pendant un an est le suivant :

$$\text{Impôt implicite} = -[(1+r+p) \cdot PWY_1 - PWY_0 - c] = R \cdot [(r+p)(1+c) - a] / (r+p)$$

Cette équation montre que lorsque $a < (r+p)(1+c)$, c'est-à-dire lorsque le taux d'accumulation est inférieur au niveau « neutre d'un point de vue actuariel », il y a un impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle dont l'ampleur est positivement corrélée avec le niveau du taux de remplacement.

partie A). Cette conclusion ne saurait surprendre, car les impôts implicites sont généralement faibles dans les régimes de pension normaux et assez uniformes à 55 ans dans les différents pays (à l'exception de la France et du Luxembourg), alors que les différences de taux d'activité sont importantes. En revanche, on observe une nette corrélation bivariée entre la diminution du taux d'activité dans le groupe des 60-64 ans et l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle entre 60 et 65 ans (graphique 8, partie A). Aussi bien la cessation d'activité que les impôts implicites sont généralement plus importants dans les pays d'Europe continentale qu'au Japon, en Corée, dans les pays anglophones et dans les pays nordiques.

Bien qu'aucun lien n'apparaisse distinctement entre la diminution du taux d'activité masculin dans le groupe d'âge 55-59 ans et l'impôt implicite incorporé dans les régimes de pension « normaux » (graphique 7, partie A), une relation étroite apparaît lorsqu'on considère le « parcours vers la préretraite » (graphique 7, partie B). Pour le groupe des 60-64 ans, tenir compte des dispositifs de préretraite conduit à une amélioration plus limitée de la relation observée dans les différents pays entre le taux d'activité et le taux de l'impôt implicite (graphique 8, partie B). Ces résultats donnent à penser que les effets des programmes de préretraite sur le taux d'activité sont plus importants pour les travailleurs de 55-59 ans que pour ceux de 60-64 ans, dont la décision de départ à la retraite semble être relativement plus influencée par les régimes de pension normaux. À première vue, les coefficients de pente estimés donnent à penser qu'une baisse de 10 points du taux de l'impôt implicite réduit de 3 à 4 points, suivant l'âge considéré, la baisse des taux d'activité entre deux groupes d'âge successifs (de cinq années).

Effets du taux « global » des impôts sur le travail

Un taux global, de plus large définition, des impôts sur le travail peut aussi être calculé en faisant la somme de deux éléments : i) l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle (en termes bruts, c'est-à-dire déduction faite du taux de cotisation au régime de retraite de façon à éliminer le double comptage) exprimé en pourcentage des coûts totaux de main-d'œuvre (et non en pourcentage des rémunérations brutes) et ii) l'impôt « normal » sur le travail (y compris les cotisations de retraite), exprimé lui aussi en pourcentage des coûts totaux de main-d'œuvre²⁹. Comme indiqué dans les graphiques 7 et 8 (parties C), on observe dans les différents pays une corrélation plus nette (en valeur absolue) pour le groupe des 60-64 ans, lorsque l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle est remplacé par le taux global des impôts sur le travail³⁰. Cela donne à penser que, bien qu'ils ne soient pas couverts dans le présent chapitre, les impôts sur le travail pourraient aussi avoir une incidence négative sur le taux d'activité des travailleurs de sexe masculin, ce qui est compatible avec la prédominance d'un effet de substitution.

ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE DE DONNÉES DE PANEL CONCERNANT LES DÉTERMINANTS DU TAUX D'ACTIVITÉ DES TRAVAILLEURS ÂGÉS

Études précédentes

Une vaste éventail d'études microéconométriques de la décision de départ à la retraite ont été réalisées au cours de la dernière décennie pour plusieurs pays de l'OCDE (pour un résumé des résultats par pays, voir, par exemple, Blöndal et Scarpetta, 1998 ; Gruber et Wise, 1999, 2002). Ces études confirment que, parmi divers facteurs comme les caractéristiques individuelles et les caractéristiques des ménages, les gains salariaux et les incitations à la retraite incorporées dans les systèmes de retraite et les dispositifs de préretraite, ce sont ces dernières qui influent le plus sur l'offre de main-d'œuvre des travailleurs âgés. Ce résultat est aussi corroboré au niveau macroéconomique par plusieurs études de cas (voir, par exemple, les documents par pays dans Gruber et Wise, 1999). Ces dernières études s'appuient sur l'idée que les modifications historiques des règles applicables aux pensions de retraite constituent des « expériences naturelles » pour l'étude des effets des incitations à la préretraite sur le taux d'activité³¹.

Comparativement, peu d'éléments confirmant cette analyse ont été apportés par des études macroéconométriques utilisant des données de panel. Dans une précédente étude de l'OCDE, Blöndal et Scarpetta (1998) ont mis en évidence l'incidence des régimes de retraite et des dispositifs de préretraite sur le taux d'activité des hommes de 55 à 64 ans dans quinze pays entre 1971 et 1995. Johnson (2000) n'étudie que les régimes de retraite normaux et arrive à des conclusions analogues pour les hommes de 60 à 64 ans et de 65 ans et plus dans un panel

32

contenant des données pour 13 pays relevées à intervalle d'une dizaine d'années de 1880 à 1990. Cependant, dans ces deux études, les effets des incitations à la préretraite sur les taux d'activité sont jugés relativement modérés : par exemple, pour le groupe des 60-64 ans, Johnson estime que seulement 11 pour cent environ de la baisse des taux d'activité moyens de 1920 à 1990 peuvent être expliqués par les variables liées aux pensions de retraite.

L'analyse économétrique présentée ci-après conjugue les avantages respectifs des deux études et devrait donc *a priori* donner des estimations plus satisfaisantes et permettre une analyse plus intéressante des effets des régimes de retraite sur les taux d'activité. Comme dans Johnson (2000), le calcul du taux de l'impôt implicite tient dûment compte de la possibilité de cumuler un revenu d'activité avec une pension à taux réduit ou à taux plein. Par exemple, lorsque les prestations ne sont pas assujetties à des critères de revenu et qu'aucune cotisation ne doit être versée au régime de retraite, l'impôt implicite est tout simplement égal à zéro, car le flux de paiements futurs est le même, que l'individu continue ou non à travailler (encadré 3). Ainsi, l'application de critères de revenu moins stricts explique traditionnellement la faiblesse des impôts implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle dans les régimes de retraite de la Suède et du Japon, deux pays où le taux d'activité des travailleurs âgés est sensiblement supérieur à la moyenne. Comme dans Johnson (2000) également, une analyse distincte est effectuée pour les groupes des 55-59 ans, des 60-64 ans et des 65 ans et plus, alors que seul le groupe global des 55 à 64 ans a été étudié par Blöndal et Scarpetta (1998). Plusieurs raisons incitent à répartir l'ensemble des travailleurs âgés en trois groupes différents : *i*) plus le groupe d'âge est étroit, moins important est le « biais démographique » dans les tendances des taux d'activité des travailleurs âgés³² ; *ii*) isoler le groupe d'âge des 55-59 ans permet une analyse plus fine des effets des dispositifs de préretraite sur les taux d'activité, car *a priori* ces dispositifs affectent moins le groupe des 60-64 ans et *iii*) l'horizon implicite de la décision de départ à la retraite est plus court et, ainsi, vraisemblablement plus réaliste dans la pratique (on suppose implicitement que les personnes concernées décident de prendre leur retraite immédiatement ou de rester sur le marché du travail pendant cinq années supplémentaires, et non pas dix comme le supposent Blöndal et Scarpetta, 1998). Enfin, comme dans Blöndal et Scarpetta (1998), les dispositifs de préretraite sont pris en compte, ce qui devrait améliorer sensiblement l'analyse des taux d'activité des 55-59 ans et, dans une moindre mesure, des 60-64 ans par rapport à Johnson (2000).

L'équation estimée

Pour chacun des groupes d'âge (55-59 ans, 60-64 ans et 65 ans et plus), l'équation adoptée est estimée pour un ensemble de données de panel cou-

vrant 22 pays de l'OCDE sur la période 1967-1999³³. La spécification est la suivante :

$$\Delta(PRM)_{it} / PRM_{it} * 100 = \beta_1 \times TAX_{it} + \beta_2 \times (STANDARD\ AGE)_{it} + \beta_3 \times UR_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

où i et t sont les suffixes pour les pays et les périodes, $\Delta(PRM)_{it} / PRM_{it} * 100$ est la différence des taux d'activité masculins entre deux groupes d'âge successifs (en pourcentage), TAX est l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle, $STANDARD\ AGE$ est l'âge normal de départ à la retraite (inclus seulement dans les régressions estimées pour les groupes des 60-64 ans et des 65 et plus) et UR est le taux de chômage des travailleurs d'âge très actif.

Dans chacune des trois équations, la variable dépendante est la même que dans les graphiques 7 et 8, à savoir la différence de taux d'activité des hommes âgés entre deux groupes d'âge successifs. Par conséquent, ces équations modélisent implicitement la cessation d'activité et donc la décision de départ à la retraite, et non le taux d'activité proprement dit. Ce dernier aurait été influencé par plusieurs autres facteurs, y compris le retrait irréversible du marché du travail à un âge plus précoce³⁴.

La principale variable explicative caractérisant les incitations à la préretraite est l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle dans le « parcours vers la préretraite », tel que défini plus haut. On pourrait aussi utiliser le taux de remplacement (ou encore le niveau du patrimoine « retraite »), de façon à mettre en évidence les effets de revenu/patrimoine sur la décision de départ à la retraite. Mais, dans la pratique, sa forte corrélation avec le taux d'imposition implicite fait qu'il est impossible d'inclure les deux variables dans la même régression³⁵. Compte tenu de cette réserve, il convient de souligner que l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle résume à lui seul divers aspects des incitations à la retraite, comme le taux d'accumulation des droits à pension, mais aussi la disponibilité et la générosité des prestations. En conséquence, une partie des effets de patrimoine qui auraient pu être pris en compte dans l'équation estimée de manière directe, au moyen d'une variable représentative du taux de remplacement ou du patrimoine « retraite », sont, partiellement du moins, pris en compte de façon indirecte par la variable représentative du taux d'imposition implicite. En outre, pour tester l'existence d'effets d'« habitude » et/ou de « liquidité », l'âge normal de départ à la retraite est introduit en tant que variable explicative distincte dans les régressions pour les groupes des 60-64 ans et des 65 ans et plus³⁶.

Il convient de souligner qu'incorporer les impôts implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle dans l'équation estimée est implicitement compatible avec le modèle de la valeur d'option de la décision de départ à la retraite³⁷. De fait, la plus grande partie de la variance, entre pays et périodes, de la valeur

³⁴

d'option d'un départ différé à la retraite découle *a priori* de la variance correspondante de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle, dans la mesure où les variations des taux de rémunération et des préférences seront en général plus faibles et moins fréquentes. Cependant, on n'essaiera pas ici d'estimer un modèle complet de valeur d'option, essentiellement en raison du manque de données, en particulier dans l'optique d'une comparaison entre plusieurs pays³⁸.

Les effets de découragement observés chez les travailleurs âgés, associés aux faibles possibilités d'emploi, sont mis en évidence par le taux de chômage. Étant donné que celui-ci est déterminé conjointement avec le taux d'activité, un problème potentiel d'endogénéité se pose, auquel il est remédié en utilisant le taux de chômage des travailleurs d'âge très actif au lieu du taux de chômage des travailleurs âgés. Dans la mesure où le taux de chômage est négativement corrélé à l'activité, cette variable peut aussi refléter les effets du cycle d'activité, en plus des effets de découragement.

Les autres influences sur la décision de départ à la retraite sont contrôlées par l'utilisation d'effets fixes temporels et nationaux. En particulier, comme dans Johnson (2000), les tendances séculaires en matière de retraite, comme l'augmentation de la demande de temps libre au fil du temps et/ou les effets de patrimoine découlant de la hausse du niveau de vie, sont représentées par des variables muettes temporelles. Ces effets fixes temporels peuvent aussi absorber tous les chocs communs à l'ensemble des pays, comme le retrait irréversible du marché du travail des travailleurs licenciés au lendemain des deux chocs pétroliers des années 70³⁹.

Cependant, d'autres déterminants potentiels du taux d'activité des travailleurs âgés peuvent varier suivant les pays et au fil des ans. Par exemple, une variable omise qui influe sur la décision de départ à la retraite est la présence de plans de retraite offerts par les employeurs à titre volontaire, notamment dans les pays où ces plans occupent une place prédominante, comme l'Australie, le Canada ou les États-Unis. De fait, il est manifeste que certains de ces dispositifs comportent de sérieuses désincitations à travailler (Kotlikoff et Wise, 1987 ; Stock et Wise, 1990)⁴⁰. Il n'est pas tenu compte, non plus, du fait que le départ à la retraite résulte souvent d'une décision conjointe prise dans le contexte d'un ménage (voir, par exemple, Coile, 2003). D'autres déterminants, bien qu'ils ne soient pas expressément couverts dans l'analyse, peuvent néanmoins être reflétés indirectement – dans une mesure limitée – par d'autres variables dans les régressions. Par exemple, la rigidité des profils de rémunération par âge est imputable à des dispositions institutionnelles spécifiques (comme un salaire minimum élevé ou une législation stricte en matière de protection de l'emploi), qui peuvent aussi influencer sur le taux de chômage des travailleurs d'âge très actif, variable prise en compte dans les régressions. De même, la faible incidence de la forma-

tion chez les travailleurs âgés peut en partie tenir au fait que des impôts implicites élevés font baisser l'âge anticipé de la retraite. Cependant, en tout état de cause, on ne peut exclure totalement une distorsion due à une variable omise. En outre, les impôts implicites sont mesurés de façon imprécise, pour partie en raison des nombreuses hypothèses simplificatrices qui sous-tendent les calculs (encadré 3) et aussi parce que le travailleur servant d'illustration dans le modèle n'est pas totalement représentatif du travailleur type^{41, 42}.

Résultats économétriques

Pour chacun des groupes d'âge (55-59 ans, 60-64 ans et 65 ans et plus), le tableau 2 présente trois régressions différentes. Le modèle A tient compte d'effets temporels fixes spécifiques aux pays et non d'effets temporels fixes communs, afin de mieux refléter les tendances nationales en matière de retraite⁴³. Comme on peut s'y attendre, l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle et le taux de chômage des hommes d'âge très actif sont de signe négatif et sont statistiquement significatifs. L'âge normal de la retraite semble influencer positivement sur le taux d'activité des travailleurs du groupe d'âge 65 ans et plus mais, ce qui est plus surprenant, n'est pas significatif pour le groupe 60-64 ans. Cependant, il semblerait que les effets temporels spécifiques aux pays reflètent à tort une partie des effets sur le taux d'activité de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle. De fait, une simple régression des coefficients estimés des effets temporels spécifiques aux pays sur une variable⁴⁴ représentative de l'ampleur de l'impôt implicite donne des résultats significatifs au seuil de confiance de 5 pour cent pour chacun des trois groupes d'âge : plus l'incitation au départ à la retraite est importante dans un pays, plus grand est le coefficient estimé de son effet temporel spécifique (négatif). Cela tient sans doute au fait que les modifications de taux d'activité induites par de fortes variations de l'impôt implicite sont généralement progressives, et sont donc peut-être mieux reflétées par de simples tendances temporelles.

Étant donné que le modèle A sous-estime probablement les coefficients concernant les effets de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité, dans le modèle B, les effets temporels spécifiques aux pays sont remplacés par des effets temporels fixes communs. Toutes les variables conservent le signe correct et restent significatives (y compris l'âge normal de la retraite pour le groupe 60-64 ans), mais les coefficients concernant l'impôt implicite sont plus forts et ne diffèrent pas sensiblement entre les groupes d'âge⁴⁵. Enfin, le modèle C est identique au modèle B, si ce n'est qu'il est fondé sur une hypothèse plus restrictive concernant la source de l'hétéroscédasticité⁴⁶ : les résultats économétriques restent à peu près inchangés, mais les coefficients correspondant à l'impôt implicite sont un peu moindres⁴⁷.

Tableau 2. Estimations sur données de panel du taux d'activité des travailleurs âgés

Variable dépendante :	Modèle A			Modèle B			Modèle C		
	(Pr55-59 – Pr50-54)/ Pr50-54, en pourcentage	(Pr60-64 – Pr55-59)/ Pr55-59, en pourcentage	(Pr65-69 – Pr60-64)/ Pr60-64, en pourcentage	(Pr55-59 – Pr50-54)/ Pr50-54, en pourcentage	(Pr60-64 – Pr55-59)/ Pr55-59, en pourcentage	(Pr65-69 – Pr60-64)/ Pr60-64, en pourcentage	(Pr55-59 – Pr50-54)/ Pr50-54, en pourcentage	(Pr60-64 – Pr55-59)/ Pr55-59, en pourcentage	(Pr65-69 – Pr60-64)/ Pr60-64, en pourcentage
Impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle	–0.06 (4.23)**	–0.06 (3.54)**	–0.13 (5.43)**	–0.11 (7.15)**	–0.17 (4.88)**	–0.15 (4.88)**	–0.09 (8.98)**	–0.12 (5.16)**	–0.1 (5.65)**
Taux de chômage	–0.16 (2.97)**	–0.77 (7.85)**	–0.34 (3.32)**	–0.12 (1.88)	–0.9 (5.95)**	–0.53 (3.98)**	–0.15 (3.25)**	–1.07 (10.28)**	–0.29 (3.01)**
Âge normal de la retraite		–0.14 (0.39)	2.41 (6.08)**		1.63 (3.29)**	1.17 (3.70)**		1.27 (3.40)**	1.27 (6.22)**
Effets fixes spécifiques aux pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets temporels spécifiques aux pays	Oui	Oui	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non
Effets temporels fixes	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	431	431	431	484	471	471	484	471	471
R ²	0.93	0.95	0.87	0.92	0.89	0.8			

Notes :

Valeur absolue du t de Student entre parenthèses. * significatif au seuil de 5 pour cent ; ** significatif au seuil de 1 pour cent.

Toutes les régressions incorporent des effets fixes spécifiques aux pays (significativement différents de zéro dans toutes les spécifications).

Équation A : ensemble de données de panel équilibré et erreurs-types robustes.

Équations B : ensemble de données de panel non équilibré et erreurs-types robustes.

Équations C : ensemble de données de panel non équilibré et utilisation des moindres carrés généralisés pour corriger l'hétéroscédasticité de groupe (de pays).

Source : Calculs effectués par l'auteur.

La spécification préférée (modèle B) donne à penser qu'en moyenne une baisse de dix points du taux d'imposition implicite réduit d'environ 1 ½ point la diminution du taux d'activité entre deux groupes d'âge successifs (de cinq ans). Ce résultat est compatible avec les estimations existantes sur données de panel réalisées au niveau macroéconomique. En particulier, les élasticités estimées du taux d'activité sont assez semblables à celles qui sont estimées pour le groupe des 60-64 ans dans Johnson (2000) et un peu plus fortes que dans Blöndal et Scarpetta (1998)⁴⁸. Par ailleurs, le pouvoir explicatif des régressions soutient favorablement la comparaison avec ces deux études antérieures.

Cependant, ces élasticités du taux d'activité par rapport au taux d'imposition implicite sont deux à trois fois plus faibles que celles constatées dans les simples régressions groupées présentées plus haut⁴⁹ (graphiques 7 et 8, parties B) ou dans les ouvrages microéconomiques. Par exemple, dans Gruber et Wise (2002), des simulations utilisant des modèles de valeur d'option estimés sur la base de séries de données de panel microéconomiques distinctes pour la Belgique, la France et les Pays-Bas donnent à penser que repousser de trois ans l'âge d'ouverture des droits aux prestations de retraite et de préretraite augmenterait d'environ 20 points le taux d'activité des 55-64 ans dans chacun de ces pays. Si l'expérience passée suggère un résultat plus modéré – par exemple, la majoration de cinq ans de l'âge d'ouverture des droits en Nouvelle-Zélande dans les années 90 a conduit à une progression de 15 points du taux d'activité – il semble néanmoins que les effets sont sensiblement plus importants que dans les régressions ci-dessus.

Les faibles élasticités généralement constatées dans les estimations sur données de panel tiennent sans doute aux difficultés rencontrées pour différencier les effets à court terme et les effets à long terme, ainsi qu'au fait que les variations passées des taux de l'impôt implicite – sur lesquels se fondent les estimations – sont mesurées avec une plus grande marge d'erreur que les niveaux de ce taux. Par conséquent, on ne peut exclure, comme l'a suggéré Johnson (2000), que de simples régressions groupées reflètent en fait mieux les élasticités à long terme des taux d'activité par rapport aux taux de l'impôt implicite.

SIMULATION DES EFFETS DE DIFFÉRENTS TYPES DE RÉFORME DES RETRAITES SUR LE TAUX D'ACTIVITÉ DES TRAVAILLEURS ÂGÉS

Les coefficients de la spécification préférée (modèle B) peuvent servir à simuler les effets en longue période, sur les taux d'activité, de trois réformes potentielles des systèmes de retraite : *i*) suppression des dispositifs de préretraite ; *ii*) passage à la neutralité actuarielle dans les régimes de retraite ; *iii*) convergence vers 67 ans de l'âge normal de départ à la retraite (il s'agit actuellement de l'âge maximum dans la zone OCDE). Les trois réformes sont simulées cumulativement, en commençant par la suppression des dispositifs de préretraite (scénario de

réforme 1). C'est ensuite le passage à des régimes de retraite neutres du point de vue actuariel qui est simulé, en supprimant l'impôt implicite restant sur la poursuite d'une activité professionnelle et l'incidence correspondante sur le taux d'activité (scénario de réforme 2). Enfin, on estime l'incidence de la modification de l'âge légal de départ à la retraite sur le taux d'activité. La méthodologie détaillée est décrite dans Burniaux et autres (2003), annexe 7. Cependant, dans la mesure où les estimations des données de panel peuvent sous-estimer les « véritables » élasticités à long terme des taux d'activité par rapport aux taux de l'impôt implicite, elles sont utilisées ici pour simuler un scénario en « hypothèse basse ». Par ailleurs, des coefficients tirés de régression bivariées simples (voir graphiques 7 et 8), dont l'ampleur concorde mieux avec les élasticités généralement constatées dans les études microéconométriques, sont utilisés pour établir le scénario en « hypothèse haute ».

Le point de départ de ces simulations est le taux d'activité prévu des travailleurs âgés en 2025. Le calcul de ce taux d'activité tient compte de l'évolution démographique future et des effets anticipés des réformes des régimes de retraite qui ont récemment été promulguées mais ne sont pas encore intégralement mises en œuvre (transition vers le « nouveau » régime de retraite en Italie, par exemple)⁵⁰. Des informations détaillées par pays et sur les hypothèses sous-jacentes sont présentées dans Burniaux et autres (2003)⁵¹. Les résultats, exprimés sous forme de différences de taux d'activité (en points) par rapport aux prévisions de référence, sont reproduits au tableau 3, pour les groupes des 55-64 ans, 65 ans et plus et 55 ans et plus. Il est intéressant constater que même dans l'hypothèse haute, ces simulations donnent à penser que la conjonction des trois réformes évoquées plus haut ne suffirait pas à ramener les taux d'activité, dans les pays où ils sont bas, comme la Belgique et la France, à leurs niveaux de la fin des années 60, ni à les aligner sur les niveaux actuellement observés dans les pays où ils sont élevés, comme l'Islande et le Japon. Cela tient probablement au fait qu'un certain nombre de facteurs qui influent sur la décision de départ à la retraite, notamment divers facteurs institutionnels, culturels et historiques spécifiques aux pays, ont été omis de l'analyse économétrique présentée plus haut⁵².

La suppression des dispositifs de préretraite qui sont encore largement utilisés exercerait des effets notables sur les taux d'activité des 55-64 ans (scénario de réforme 1). Seraient principalement concernés certains pays d'Europe continentale comme l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la France, le Luxembourg, les Pays-Bas ou le Portugal. Pour ces huit pays et la Finlande, les simulations mettent en évidence un impact moyen de près de 6 points dans l'hypothèse basse et de plus de 15 points dans l'hypothèse haute. L'effet sur les taux d'activité des 55 ans et plus serait moins prononcé (respectivement 3 et 7.7 points), en raison d'un effet limité sur les 65 ans et plus.

Tableau 3. Effets de trois scénarios sur le taux d'activité des travailleurs âgés

Partie A. 55-64 ans

	2025, prévisions ¹	Réforme 1		Réforme 2		Réforme 3	Total	
		Dispositifs de préretraite supprimés		Neutralité actuarielle		Âge normal à 67 ans	Hyp. basse	Hyp. haute
		Hyp. basse	Hyp. haute	Hyp. basse	Hyp. haute			
Niveau	En points de pourcentage							
Australie	48.0	-12.0	-2.6	1.6	4.4	13.6	3.2	15.3
Autriche	30.3	5.7	15.1	7.3	19.4	8.1	21.1	42.6
Belgique	32.1	3.5	9.3	2.6	6.9	0.8	6.9	16.9
Canada	53.6	0.0	0.0	1.5	3.5	1.2	2.6	4.7
République tchèque	38.0	2.3	2.3	2.3
Danemark	55.8	1.2
Finlande	49.0	4.4	11.2	2.8	7.2	1.1	8.3	19.6
France	38.0	6.4	16.8	2.4	6.3	3.4	12.1	26.5
Allemagne	52.2	4.4	11.3	1.9	5.0	1.2	7.5	17.4
Grèce	55.4	1.0
Hongrie	23.8	1.3
Islande	82.8	0.0	0.0	0.9	2.3	0.0	0.9	2.3
Irlande	67.8	3.6	9.2	2.3	6.1	0.6	6.6	15.9
Italie	43.4	0.0	0.0	1.0	2.4	0.8	1.8	3.2
Japon	67.8	0.0	0.0	3.0	7.2	1.2	4.2	8.4
Corée	50.7	0.0	0.0	2.4	5.6	3.5	5.9	9.1
Luxembourg	40.8	11.1	29.4	-0.9	-1.9	0.9	11.1	28.4
Mexique	62.3	1.0
Pays-Bas	48.5	4.4	11.5	6.8	18.2	1.1	12.3	30.8
Nouvelle-Zélande	62.0	0.0	0.0	0.1	0.3	1.2	1.3	1.5
Norvège	72.2	1.0	2.2	2.8	7.0	0.0	3.8	9.2
Pologne	29.3	1.3
Portugal	57.5	6.7	17.3	2.0	5.4	1.0	9.7	23.7
République slovaque	24.0	2.6
Espagne	54.0	4.8	12.3	3.2	8.5	1.0	9.0	21.8
Suède	64.2	0.0	0.0	2.9	7.0	1.2	4.2	8.3
Suisse	66.5	0.0	0.0	3.1	7.7	1.7	4.7	9.3
Turquie	24.5	1.6
Royaume-Uni	54.5	1.6	4.1	1.6	4.1	1.1	4.4	9.4
États-Unis	60.4	0.0	0.0	1.2	2.9	0.0	1.2	2.9
Moyenne OCDE²	50.3	2.1	6.7	2.4	6.2	1.9	6.3	14.8

1. Les prévisions concernant les taux d'activité tiennent compte des évolutions démographiques futures et des effets anticipés des réformes récemment adoptées qui n'ont pas encore été pleinement mises en œuvre (transition vers le « nouveau » régime en Italie, par exemple). Voir Burniaux et autres (2003).

2. Moyenne non pondérée.

Source : calculs effectués par l'auteur.

Tableau 3. Effets de trois scénarios sur le taux d'activité des travailleurs âgés (suite)
Partie B. 65 ans et plus

	2025, prévisions ¹	Réforme 1		Réforme 2		Réforme 3	Total	
		Dispositifs de préretraite supprimés		Neutralité actuarielle		Âge normal à 67 ans		
		Hyp. basse	Hyp. haute	Hyp. basse	Hyp. haute			
Niveau	En points de pourcentage							
Australie	7.4	-3.1	-1.2	2.9	5.5	4.1	3.8	8.4
Autriche	2.7	1.5	3.5	4.4	9.0	5.1	11.0	17.6
Belgique	2.6	0.3	0.7	3.2	5.6	0.6	4.1	6.9
Canada	6.7	0.0	0.0	0.8	1.3	1.4	2.1	2.7
République tchèque	4.3	2.5	2.5	2.5
Danemark	1.1	0.9
Finlande	4.5	0.7	1.7	3.8	5.9	1.0	5.4	8.6
France	1.4	0.2	0.5	4.1	7.5	2.4	6.7	10.5
Allemagne	3.7	0.7	1.7	0.4	1.0	1.0	2.1	3.8
Grèce	9.1	1.5
Hongrie	1.8	1.3
Islande	19.6	0.0	0.0	2.5	3.1	0.0	2.5	3.1
Irlande	10.6	1.1	2.5	1.4	2.5	0.9	3.3	5.9
Italie	8.4	0.0	0.0	5.1	6.0	1.2	6.3	7.2
Japon	17.5	0.0	0.0	3.1	5.6	2.1	5.2	7.7
Corée	20.3	0.0	0.0	4.6	7.6	7.2	11.7	14.8
Luxembourg	3.2	0.9	2.3	0.6	1.8	0.9	2.4	5.0
Mexique	32.7	2.6
Pays-Bas	5.7	0.5	1.4	2.6	7.0	1.2	4.3	9.6
Nouvelle-Zélande	12.8	0.0	0.0	0.0	0.1	1.8	1.9	1.9
Norvège	6.2	1.5	1.8	4.4	5.7	0.0	5.8	7.5
Pologne	5.8	1.7
Portugal	23.2	4.5	11.4	2.6	5.3	2.2	9.3	18.9
République slovaque	1.0	1.8
Espagne	3.1	0.5	1.2	7.4	10.4	1.1	9.0	12.7
Suède	1.7	0.0	0.0	3.8	4.5	1.3	5.1	5.8
Suisse	10.4	0.0	0.0	2.4	3.9	2.2	4.7	6.1
Turquie	14.0	4.5
Royaume-Uni	7.5	0.4	1.0	1.9	2.7	1.4	3.7	5.1
États-Unis	16.8	0.0	0.0	1.7	2.6	0.0	1.7	2.6
Moyenne OCDE²	8.9	0.4	1.3	2.9	4.8	1.9	5.0	7.9

1. Les prévisions concernant les taux d'activité tiennent compte des évolutions démographiques futures et des effets anticipés des réformes récemment adoptées qui n'ont pas encore été pleinement mises en œuvre (transition vers le « nouveau » régime en Italie, par exemple). Voir Burniaux et autres (2003).

2. Moyenne non pondérée.

Source : calculs effectués par l'auteur.

Si les dispositifs permettant d'accéder de façon anticipée à la retraite étaient supprimés, les travailleurs âgés ne seraient plus soumis qu'aux incitations incorporées aux régimes de retraite « normaux ». Si, de surcroît, ces derniers devenaient plus neutres sur le plan actuariel, l'impact sur les taux d'activité du groupe des 55 ans et plus serait encore plus marqué que celui de la suppression des dispositifs de préretraite, principalement parce que l'effet sur le groupe des 65 ans et plus serait plus net⁵³ (scénario de réforme 2). Dans les pays où les dispositifs de préretraite sont peu répandus mais où les régimes de retraite sont encore loin d'être neutres sur le plan actuariel, comme la Corée ou le Japon, il serait aussi possible d'allonger la vie active (par rapport aux prévisions de référence) en recherchant une plus grande neutralité actuarielle.

La troisième simulation présentée au tableau 3 suppose la convergence vers 67 ans de l'âge normal de la retraite pour les hommes comme pour les femmes (scénario de réforme 3). Une telle évolution renforcerait les taux d'activité en exerçant des effets de « liquidité » et/ou d'« habitude » sur la décision de départ à la retraite, effets qui s'ajouteraient à ceux de l'impôt implicite. Le scénario de réforme 3 présenté au tableau 3 ne prend en compte que ces effets. Il faut voir dans les résultats l'impact supplémentaire de l'augmentation de l'âge normal de la retraite – et simultanément de l'âge de la cessation anticipée d'activité du même nombre d'années⁵⁴ – une fois supprimés les dispositifs de préretraite et assurée la neutralité actuarielle des régimes de retraite. Les effets sur les 55 ans et plus apparaissent importants dans les pays où l'âge normal de la retraite est bas actuellement (Corée, France, Hongrie, République slovaque, République tchèque, Turquie) et/ou dans lesquels il est nettement plus bas pour les femmes (Pologne, République slovaque, Turquie)⁵⁵.

EXAMEN DES OPTIONS

Il ressort implicitement de ce qui précède que la suppression des dispositifs permettant d'accéder de façon anticipée à la retraite représente le moyen le plus simple de réduire l'impôt implicite, essentiellement pour deux raisons : *i*) les travailleurs ayant atteint la fin de la cinquantaine ou le début de la soixantaine n'auraient plus comme incitation à la retraite que celle – sensiblement plus faible – qui est incorporée dans les systèmes de retraite normaux et *ii*) une réforme de ces derniers n'aurait sans doute que des effets peu importants sur les taux d'activité si l'accès aux dispositifs de préretraite reste ouvert aux personnes n'ayant pas de besoins particuliers, qui en profiteraient en plus grand nombre pour cesser leur activité. De même, réformer seulement certaines des possibilités de préretraite sera vraisemblablement inefficace car les travailleurs pourront cesser leur activité par le biais d'autres dispositifs. Bien qu'il soit parfois avancé que les systèmes de préretraite contribuent à couvrir le risque d'exclusion du marché du travail à partir d'un certain âge et sont donc particulièrement intéressants lors-

que ce risque est important et/ou lorsque les travailleurs ont une forte aversion à l'égard des risques (Blanchet et autres, 1996), ces dispositifs engendrent aussi d'importantes désincitations à la poursuite d'une activité professionnelle, de sorte qu'il est toujours difficile de déterminer dans la pratique si tous les préretraités peuvent être considérés comme exclus définitivement du marché du travail. Accroître les chances d'emploi des travailleurs âgés reste la solution à privilégier pour faire face au problème de l'exclusion.

Néanmoins, il ne suffira pas de supprimer les dispositifs de préretraite pour ramener à zéro les taux de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle, car les régimes de retraite normaux se traduisent aussi par des impôts de ce type, en particulier dans certains pays (d'Europe continentale essentiellement) et au-delà d'un certain âge. Pour arriver à une réduction des taux de l'impôt implicite incorporé dans les systèmes de retraite, le moyen plus direct est d'ajuster de façon appropriée la valeur des pensions, aussi bien en cas de retraite anticipée qu'en cas de retraite différée. Si de tels ajustements sont appliqués actuellement dans plusieurs pays de l'OCDE, ils ne permettent généralement pas d'assurer la neutralité du point de vue actuariel.

En particulier, un grand nombre de régimes par répartition ne prévoient pas de majoration lorsque la retraite est différée au-delà de l'âge normal (c'est le cas des systèmes forfaitaires de l'Australie, de la Nouvelle-Zélande et du Royaume-Uni, mais aussi et surtout des systèmes plus généreux assis sur les rémunérations en vigueur en France⁵⁶ et aux Pays-Bas jusqu'à une période récente ou en Norvège), décourageant ainsi l'exercice d'une activité professionnelle au-delà d'un certain âge. Par exemple, si l'on pose, pour simplifier, l'hypothèse d'un taux de mortalité constant de 3 pour cent à chaque âge, d'un taux d'intérêt réel de 3 pour cent et d'un taux de cotisation de 17 pour cent au régime de retraite, un calcul approximatif amène à penser que cette majoration devrait être à peu près égale à 7 pour cent pour que le régime de pension soit neutre (voir la formule dans l'encadré 4). En outre, étant donné que l'hypothèse d'un taux de mortalité constant ne se vérifie pas dans la pratique, la majoration actuarielle applicable à la retraite différée devrait augmenter régulièrement avec l'âge, afin de compenser le risque de mortalité accru.

Il serait aussi possible de réduire l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle en donnant aux travailleurs âgés davantage de possibilités de cumuler revenu d'activité et pension, possibilités qui restent limitées dans la plupart des pays de l'OCDE. L'avantage essentiel d'une telle option, par rapport à des ajustements actuariels appropriés en cas de retraite anticipée et de retraite différée, est qu'elle constitue un moyen à la fois plus facile et efficace de réduire le taux de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle à partir d'un certain âge. Cependant, son effet sur l'âge effectif de départ à la retraite pourrait être moindre dans la pratique⁵⁷, car elle rend la préretraite financièrement accessible à des personnes qui n'auraient pas autrement de liquidités suffi-

santes. Cette hypothèse est corroborée par les données empiriques disponibles, qui montrent que les tentatives de suppression des critères de revenu d'activité au moment de la retraite ont rarement été suivies d'une remontée importante de l'offre de main-d'œuvre dans les groupes d'âge visés (Gruber et Orszag, 2000). En outre, dans la mesure où la retraite différée est souvent associée à des caractéristiques individuelles comme des qualifications, une rémunération et une santé supérieures à la moyenne (Peracchi et Welch, 1994 ; Haider et Loughran, 2001), laisser des travailleurs âgés cumuler revenu d'activité et pension de retraite pourrait, dans la pratique, poser un problème d'équité verticale.

Une autre option qui s'offre aux décideurs (mais qui ne sera pas abordée dans ce chapitre) consiste à encourager la retraite progressive. Du point de vue de la durée du travail, les effets sur l'offre de main-d'œuvre de cette forme de retraite pourraient en fait ne pas être très importants, certains travailleurs en place choisissant de travailler à temps partiel alors qu'ils travailleraient à plein-temps avec des horaires de travail plus rigides. Cependant, le bien-être en sera *a priori* amélioré. De fait, étant donné que l'utilité marginale du travail ne diminue sans doute que graduellement, les systèmes de retraite « par étapes » semblent être un moyen pour les individus de tirer parti d'un allongement de leur vie active. L'absence générale de souplesse des dispositifs de temps de travail peut nuire au travail à temps partiel à un âge avancé, mais certaines caractéristiques spécifiques des régimes de retraite peuvent aussi jouer un rôle important. Par exemple, les formules de calcul des pensions qui se fondent sur la dernière rémunération perçue avant la retraite et/ou l'absence de couverture retraite pour les travailleurs à temps partiel⁵⁸ peuvent décourager les travailleurs âgés de prendre un emploi à temps partiel. En outre, les dispositifs spécifiques de retraite partielle dans le cadre desquels il est possible de recevoir des prestations de retraite réduites tout en continuant à travailler à temps partiel avant l'âge légal d'ouverture des droits à une pension à taux plein ne sont pas très courants dans les pays de l'OCDE (les rares exemples nous en sont donnés par le Danemark, la Finlande ou les Pays-Bas). La structure de ces systèmes devrait être conçue de manière à limiter leur coût, tout en fournissant dans le même temps des incitations suffisantes au travail à temps partiel⁵⁹. À cet égard, il serait sans doute intéressant de se fixer comme critère un système de retraite progressive neutre du point de vue actuariel.

CONCLUSION

L'analyse présentée dans cet article révèle qu'il existe actuellement, entre les pays de l'OCDE, une large dispersion des taux de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle dans le cadre des régimes de retraite et d'autres programmes de transferts sociaux : cet impôt est plus élevé dans la plupart des pays d'Europe continentale qu'en Corée et au Japon et que dans les pays

anglophones et les pays nordiques. Des corrélations simples en coupe donnent à penser que cet impôt incite les hommes âgés à cesser prématurément leur activité. Cette observation est confirmée par des estimations économétriques sur des données de panel pour chacun des groupes d'âge de 55-59 ans, 60-64 ans et 65 ans et plus. Pour les 55-59 ans, il est manifeste que ces effets sont imputables à un certain nombre de programmes de transferts sociaux, qui ont été utilisés dans la pratique comme des dispositifs de préretraite, plutôt qu'aux régimes de retraite proprement dits. Pour les groupes des 60-64 ans et 65 ans et plus, l'âge d'ouverture des droits semble aussi avoir une influence propre sur la décision de départ à la retraite, en raison probablement d'effets de liquidité ou d'habitude. En outre, l'incidence du chômage paraît exercer une influence sensible – mais moins prononcée que les incitations à la cessation d'activité – sur les comportements en matière de retraite, peut-être à cause d'un phénomène de « travailleur découragé ». Par conséquent, des politiques destinées à réduire le chômage structurel, dont l'examen sort du cadre de la présente analyse, pourraient aussi contribuer à renforcer les liens des travailleurs âgés avec le marché du travail.

À l'instar des études précédentes, l'analyse décrite ici révèle que les effets estimés des taux de l'impôt implicite sur les taux d'activité sont nettement plus faibles que ceux qui ont pu être mis en évidence dans des analyses microéconométriques de la décision de départ à la retraite. En outre, les évolutions passées des taux de l'impôt implicite et de l'âge normal de la retraite ne semblent expliquer que pour un tiers la baisse tendancielle des taux d'activité des hommes âgés dans les pays de l'OCDE depuis une trentaine d'années⁶⁰. Il semblerait donc que d'autres déterminants, comme les préférences pour le temps libre ou des facteurs agissant du côté de la demande, aient aussi contribué de façon notable à faire baisser les taux d'activité. Néanmoins, même avec ces élasticités relativement faibles des taux d'activité, l'impact potentiel de certaines réformes sur les taux d'activité semble être relativement important, étant donné l'ampleur des incitations au départ à la retraite qui sont encore incorporées dans un certain nombre de régimes de retraite et d'autres programmes de transferts sociaux. Par ailleurs, l'adoption de régimes de retraite plus neutres du point de vue actuariel permettrait de réduire les distorsions actuelles en faveur de la cessation anticipée d'activité, et donc d'améliorer le bien-être.

NOTES

1. En principe, il n'y a pas de relation directe entre l'âge effectif de départ en retraite et le taux d'activité des travailleurs âgés. Par exemple, même si le taux d'activité est plus élevé dans un pays que dans un autre, l'âge effectif de départ à la retraite peut malgré tout être moindre si les travailleurs cessent leur activité plus tôt. Cependant, comme indiqué dans le graphique 1, il existe en fait une très forte relation dans les différents pays entre ces deux variables : dans les pays où les taux d'activité des travailleurs âgés sont plus faibles, l'âge effectif de départ à la retraite est en général moindre. Le relèvement de l'âge effectif de départ à la retraite et l'augmentation du taux d'activité des travailleurs âgés semblent donc aller de pair dans la pratique.
2. Par exemple, sur la base d'une série d'hypothèses simplificatrices, notamment l'hypothèse selon laquelle le taux d'activité potentiel des 55-64 ans est le même que celui des 25-54 ans, Herbertsson et Orszag (2003) estiment que la perte de production qui peut être attribuée à la cessation anticipée d'activité a représenté 7 pour cent du PIB en moyenne dans la zone de l'OCDE en 2001. Il existe d'importantes différences entre les pays, le coût en termes de production allant de 1 pour cent du PIB en Islande à 16.5 pour cent en Hongrie. Dans l'hypothèse où le taux d'activité des 55-64 ans est inférieur de 10 pour cent – et non égal – à celui des 25-54 ans, ces estimations du coût en termes de production diminuent de 25 pour cent en moyenne, mais restent néanmoins importantes.
3. Pour certaines analyses récentes de ces facteurs, voir par exemple OCDE (2003a).
4. Par exemple, bien que classés parmi les premiers pays de l'OCDE pour ce qui est du PIB par habitant, le Japon et les États-Unis ont des taux d'activité sensiblement supérieurs à la moyenne pour les travailleurs âgés. De même, il y a peu de chances que la demande de temps libre varie beaucoup dans les pays de l'OCDE compte tenu de leur intégration économique et socioculturelle. Cependant, ces facteurs ont sans doute contribué à une baisse tendancielle générale des taux d'activité des travailleurs âgés dans les pays de l'OCDE ces dernières décennies, du moins dans la mesure où ils ont dominé les effets opposés de l'augmentation de l'espérance de vie et de l'amélioration de l'état de santé. Par exemple, Johnson (2000) met en évidence les effets négatifs sur le taux d'activité de la hausse des niveaux de vie pour un groupe de pays développés, alors que Costa (1997) suggère un effet analogue pour la progression de la demande de temps libre – associée à la diminution des prix relatifs et à l'amélioration de la qualité des articles de loisirs. Néanmoins, ces explications de la baisse de l'âge effectif de départ à la retraite dans la zone de l'OCDE ne sont pas très convaincantes. De fait, elles impliqueraient une augmentation tendancielle parallèle du temps libre durant la vie active. Or, au cours des trois dernières décennies, la diminution de la durée du travail a été peu importante par rapport à celle de l'âge effectif de départ à la retraite.

5. Si, comme cela est souvent le cas dans la pratique, le taux d'intérêt réel est supérieur au taux de croissance des salaires réels, le patrimoine retraite est plus faible dans un régime par répartition que dans un régime capitalisé ou qu'en l'absence de tout régime de retraite. Par conséquent, l'existence d'un régime par répartition réduit la consommation et incite les travailleurs à prolonger leur vie active.
6. Les modèles prenant en compte la durée de la vie reposent aussi sur l'hypothèse que les individus se placent dans une optique à long terme lorsqu'ils prennent la décision d'exercer ou non une activité et sont pleinement conscients de la valeur que représente l'accumulation de droits à prestations futures grâce au versement de cotisations.
7. Même si le montant des cotisations dépasse le niveau de l'épargne souhaité, un tel régime par répartition n'aurait toujours pas d'effet négatif sur l'offre de main-d'œuvre à condition qu'il soit possible d'emprunter au même taux que celui qui est utilisé pour calculer les pensions.
8. Une augmentation attendue de la générosité des pensions a des effets moindres sur l'offre de main-d'œuvre qu'une augmentation inattendue. Plus les modifications des dispositions des systèmes sont annoncées à l'avance, plus les travailleurs augmentent leur consommation et réduisent leur épargne par anticipation d'une progression future de leur patrimoine retraite (Feldstein, 1974), et plus modeste est l'augmentation de leur patrimoine total et l'incidence correspondante sur leur décision de départ à la retraite.
9. Plus les travailleurs s'inquiètent du bien-être de leurs descendants et prennent conscience du fait que le coût d'une augmentation des prestations devra être supporté par eux, plus les modifications de la générosité des prestations seront compensées par des modifications des legs et moins important sera l'« effet de patrimoine » sur l'offre de main-d'œuvre.
10. Anderson et autres (1997) donnent à penser que l'importante augmentation imprévue du niveau des prestations sociales intervenue aux États-Unis dans les années 70 a entraîné un accroissement exceptionnel de la valeur du patrimoine retraite des travailleurs proches de la cessation d'activité, induisant certains d'entre eux à anticiper leur sortie du marché du travail. Contrairement aux travailleurs âgés, les cohortes plus jeunes ont été moins affectées car elles avaient le temps d'ajuster leur profil d'épargne pour tenir compte de ces gains exceptionnels.
11. On suppose que la rémunération perçue juste avant le départ en retraite est une variable approchée raisonnable de revenus attendus du travail, qui en théorie devraient être utilisés dans le calcul.
12. Par exemple, dans les systèmes de retraite forfaitaires, il faut tenir compte de la composition des ménages et des autres revenus et/ou actifs. Dans les systèmes de retraite assis sur les rémunérations, la durée de la vie professionnelle et des autres périodes à prendre en compte aux fins du calcul de la pension (notamment les études, la garde des enfants ou le chômage), ainsi que l'évolution de la rémunération avec l'âge au cours de la vie professionnelle doivent, entre autres, être prises en considération. En outre, ces dispositifs peuvent différer suivant les secteurs et/ou les types d'emploi.
13. Contrairement aux taux de remplacement anticipés, des taux de remplacement simples à différents âges de départ à la retraite auraient pu induire en erreur. Par exemple, si dans deux pays, l'âge minimal d'ouverture des droits est de 65 ans, un travailleur prenant sa retraite à 64 ans ne reçoit pas de prestations et son taux de remplacement

est égal à zéro dans les deux cas. Mais, s'il attend une année de plus, il peut recevoir une pension sensiblement plus élevée dans un pays que dans l'autre. Prendre en compte les taux de remplacement à différents âges amènerait à tort à penser que les deux systèmes sont peu attrayants. Comparativement, des taux de remplacement anticipés moyens sur une période de cinq ans donnent une image plus exacte de la situation.

14. Ces chiffres concernent les régimes actuels de retraite « stabilisés ». Ils tiennent donc compte de tous les effets futurs des réformes récemment adoptées (en Italie et en Suède, par exemple). En outre, pour les pays où les régimes de retraite ne sont pas encore matures (Corée et Norvège, dans une moindre mesure, par exemple) ou pour ceux où les nouveaux éléments du régime ne viendront à maturité que graduellement (Superannuation Guarantee Scheme en Australie par exemple, auquel il est devenu obligatoire de participer seulement en 1992), les chiffres indiqués dans le graphique 2 sont les taux de remplacement qui seront assurés par ces régimes une fois qu'ils auront atteint leur maturité. Ne sont pas pris en compte dans les calculs le relèvement prévu de l'âge normal de départ à la retraite, de 60 à 65 ans, en Corée (dans le cadre de la réforme de 1998), l'augmentation future de l'âge minimal de départ à la retraite (c'est-à-dire l'âge auquel l'épargne retraite peut être liquidée) de 55 à 60 ans sur la période 2015-2025 en Australie, ainsi que l'augmentation prévue de l'âge minimal de la retraite, de 60 à 65 ans, au Japon (dans le cadre de la réforme de 2000 qui a été retranscrite dans la loi en avril 2002). Pour de plus amples détails, voir Duval (2003), annexe 3.
15. Il n'est pas tenu compte ici de la préretraite faisant suite à de longues années d'assurance, à laquelle le travailleur théorique considéré peut avoir droit à compter de l'âge de 61.5 ans avec un taux de remplacement de 69.5 pour cent.
16. Il n'est pas tenu compte ici du système de préretraite, auquel il est possible d'accéder à compter de 62 ans avec un taux de remplacement de 34.5 pour cent dans le cas du travailleur théorique pris en compte.
17. Dans le cas des Pays-Bas, le départ à 60 ans pris en compte dans le modèle intervient est celui correspondant à un dispositif « type » de préretraite (VUT). Cependant, depuis le début des années 90, les systèmes par répartition ont été progressivement transformés en systèmes capitalisés moins généreux. Plus récemment, le gouvernement a présenté au Parlement un projet tendant à supprimer le traitement fiscal préférentiel accordé aux dispositifs de préretraite. Du fait de ces transformations, le taux de remplacement anticipé à 60 ans est sans doute surestimé.
18. L'Australie et la Corée sont deux exceptions (graphique 3). Cependant, dans ces deux pays, les taux plus élevés de remplacement assurés par les systèmes de retraite actuels (une fois stabilisés) par rapport à ceux de la fin des années 80 tiennent à la maturation de ces systèmes (Superannuation Guarantee Scheme en Australie, Régime national de retraite en Corée ; voir Duval, 2003, annexe 3), et non à une augmentation de la générosité des pensions versées.
19. Les trois pays pour lesquels le graphique 3 indique aussi une augmentation des taux de remplacement à 60 ans sont l'Australie, la Corée et le Portugal. Cependant, cette augmentation n'a pas influé sur les taux d'activité de ces dernières décennies, soit par qu'elle est trop récente (Portugal, où elle est intervenue après la réforme des pensions de 2002 qui a ramené de 65 à 55 ans l'âge minimal de départ à la retraite) ou n'est pas encore intervenue (Australie et Corée, où les systèmes de retraite ne sont pas encore matures).
20. Cette définition concerne la neutralité actuarielle *à la marge* (c'est-à-dire pour une année supplémentaire de travail). La neutralité actuarielle *moyenne* (c'est-à-dire sur le

cycle de vie de la personne concernée) est réalisée lorsque la valeur (actualisée) des pensions reçues à la retraite est égale à la valeur (actualisée) des cotisations versées durant la vie professionnelle.

21. Comme le suggère Lazear (1986), lorsqu'il se superpose au taux de salaire usuel, l'impôt ou la subvention implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle peut être considéré comme une composante du « salaire véritable ». De ce point de vue, une augmentation de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité – imputable par exemple à une réduction du taux d'accumulation des droits à pension – équivaut à une diminution du taux de salaire, entraînant des effets de substitution et de revenu de signes opposés : le gain financier plus faible tiré de la décision de différer la retraite réduit le coût d'opportunité de la préretraite (effet de substitution négatif) mais, dans le même temps, se traduit par une diminution du revenu pour chaque année de travail future, favorisant ainsi une retraite plus tardive (effet de revenu positif).
22. Les taux de l'impôt implicite sont en fait plus élevés à 65 ans qu'à 60 dans la majorité des pays de l'OCDE. Néanmoins, ils sont très faibles dans les pays où il est possible de cumuler revenu d'activité et pension à taux plein ou réduit (Allemagne, Canada, Luxembourg, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, par exemple), ce qui fait baisser la moyenne de la zone OCDE.
23. Sauf en France et au Luxembourg – où les importantes subventions implicites sur la poursuite d'une activité professionnelle tendent à accentuer les écarts entre les pays à 55 ans – la dispersion entre les pays des taux de l'impôt implicite est près de quatre fois plus élevée à 60 qu'à 55 ans et est environ 50 pour cent plus élevée à 65 ans qu'à 60 ans.
24. Allemagne, Belgique, Espagne, Finlande, France, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni.
25. Comme l'Autriche et le Luxembourg (pour lesquels on a pris en compte les prestations d'invalidité compte tenu de leur forte incidence parmi les retraités) ainsi que l'Irlande et la Norvège (où le modèle porte, respectivement, sur l'allocation de préretraite et le programme spécial de retraite anticipée).
26. Australie, Canada, Corée, États-Unis, Islande, Italie, Japon, Nouvelle-Zélande, Suisse.
27. Pour comprendre ce phénomène, on peut imaginer un pays dans lequel l'âge d'ouverture à des droits à pension serait de 100 ans. Quels que soient la générosité des prestations futures et le taux d'accumulation des droits à pension entre 60 et 65 ans, le patrimoine retraite serait très faible aux deux âges car les pensions qui seraient perçues dans un avenir très lointain seraient fortement réduites. La variation du patrimoine retraite liée à la poursuite d'une activité professionnelle entre 60 et 65 ans serait donc aussi très peu importante.
28. À proprement parler, les groupes d'âge 50-54 ans et 55-59 ans en 1999 appartenaient à différentes cohortes de naissance. Dans ces conditions, telle qu'elle est calculée dans le graphique 7, la différence de taux d'activité entre ces deux groupes reflète non seulement un effet de taux d'activité mais aussi un effet de cohorte. Dans la pratique, toutefois, ce dernier est très peu important par rapport au précédent. Utiliser la différence de taux d'activité au sein d'une cohorte donnée (c'est-à-dire le taux d'activité des 55-59 ans en 1999 diminué du taux d'activité des 50-54 ans en 1994) ne modifierait donc pas le graphique 7. Il en va de même pour le graphique 8 (55-59 ans et 60-64 ans).
29. Le taux normal des impôts sur le travail pour les célibataires rémunérés au salaire de l'ouvrier moyen est calculé en utilisant les modèles d'imposition de l'OCDE. Dans la mesure où il s'agit d'un taux d'imposition moyen, le taux global des impôts sur le tra-

vail devrait être aussi considéré comme un taux moyen et non comme un taux marginal. En outre, le traitement fiscal des pensions de retraite n'est pas pris en compte dans les calculs. Sa prise en compte diminuerait le taux global des impôts sur le travail, toutes choses égales par ailleurs.

30. Toutefois, la différence entre les coefficients de pente dans les parties B et C n'est pas significative au seuil de 5 pour cent.
31. Par exemple, lorsque l'âge anticipé et l'âge normal de la retraite sont abaissés et/ou lorsque les allocations de préretraite sont autorisées ou étendues, le patrimoine social des travailleurs âgés et l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle tendent à augmenter. Ainsi, les situations où l'âge effectif de départ à la retraite a fortement reculé après une extension des prestations (comme en Allemagne et en France, respectivement au lendemain des réformes de 1972 et 1981) ou inversement les situations où il a augmenté après une baisse des prestations (comme en Nouvelle-Zélande dans les années 90) illustrent bien sans doute la forte incidence des incitations à la retraite sur l'offre de travail des travailleurs âgés.
32. Pour déterminer la mesure dans laquelle la prise en compte de larges groupes d'âge tend à fausser l'analyse des tendances des taux d'activité, on peut prendre l'hypothèse d'un pays où les taux d'activité (différents) des groupes d'âge 55-59 ans et 60-64 ans seraient restés constants au cours des dernières décennies. A priori, on pourrait s'attendre à ce que le taux d'activité du groupe des 55 à 64 ans soit aussi resté stable. Pourtant, il aurait en fait enregistré une diminution, car le vieillissement de la population accroît le poids des groupes plus âgés avec des taux d'activité plus faibles. Dans cet exemple hypothétique, considérer séparément les groupes des 55-59 ans et des 60-64 ans supprimerait une partie de ce biais démographique.
33. Les séries chronologiques des taux d'activité et des variables explicatives étant en fait plus courtes pour huit de ces pays (voir encadré 2), les séries de données de panel utilisées dans les estimations ne sont pas équilibrées.
34. Par exemple, bien qu'il n'y ait pas d'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle au-delà de 65 ans, le taux d'activité des 65-69 ans au Luxembourg est l'un des plus faibles de la zone OCDE, en partie parce que le niveau élevé des impôts implicites à des âges plus précoces favorise des départs à la retraite massifs avant 65 ans. Malgré les difficultés posées par la spécification des niveaux, une telle équation a été testée avec des résultats qui, en termes qualitatifs, ressemblent à ceux de la spécification préférée en termes de différences premières.
35. L'inclusion du taux de remplacement et de l'impôt implicite sur la poursuite d'une activité professionnelle dans les régressions poserait un problème de multicollinéarité – le coefficient de corrélation entre les deux variables en 1999 est, par exemple, supérieure à 0.8 pour le groupe des 60-64 ans dans les différents pays – et fausserait les coefficients estimés.
36. Il n'est pas surprenant de constater que l'âge normal de départ à la retraite ainsi que l'âge de départ en préretraite ne se sont pas révélés significatifs pour le groupe d'âge des 55-59 ans.
37. Stock et Wise (1990), s'appuyant sur l'intuition de Lazear (1979) selon laquelle, en repoussant leur départ à la retraite, les travailleurs conservent la possibilité de prendre leur retraite à une date ultérieure dans des conditions potentiellement plus avantageuses. Pour un bref aperçu de ce modèle, voir Duval (2003), annexe 5.

38. Il faudrait connaître les gains au cours des années de travail passées et au cours des années de travail futures potentielles, ainsi que l'utilité marginale du temps libre, pour estimer le modèle complet.
39. Dans une certaine mesure, ces chocs reflètent le cycle d'activité et sont donc déjà pris en compte par le taux de chômage. Cependant, on a constaté des effets fixes temporels sensiblement différents de zéro au seuil de 5 pour cent dans toutes les régressions qui suivent.
40. Cependant, ces désincitations peuvent influencer davantage sur l'âge de départ d'une entreprise particulière que sur la cessation d'activité proprement dite, en particulier lorsqu'une connaissance préalable des caractéristiques de ces dispositifs permet aux travailleurs de lisser leur consommation et leur offre de travail sur leur cycle de vie.
41. Par exemple, les taux de remplacement théoriques calculés pour l'Espagne sont sensiblement plus élevés que les taux de remplacement effectifs moyens. Une raison de cet écart est l'hypothèse d'une vie professionnelle ininterrompue utilisée dans le modèle, qui ne se vérifie pas en pratique en Espagne, en raison de la persistance d'un chômage élevé jusqu'à une période très récente. En outre, le calcul des taux de l'impôt implicite part de l'hypothèse que tous les travailleurs sont couverts par le régime de retraite. Il ne reflète donc pas l'augmentation tendancielle de la couverture retraite observée dans plusieurs pays de l'OCDE depuis une trentaine d'années.
42. Peut également se poser un problème de causalité inverse pour deux raisons : i) les électeurs (âgés) ayant une forte préférence pour la retraite peuvent se prononcer en faveur d'une diminution de l'âge d'ouverture des droits et d'une augmentation des taux de l'impôt ; ii) la dégradation des possibilités d'emploi des travailleurs âgés peut contraindre ces derniers à sortir du marché du travail, amenant ainsi les autorités à améliorer la générosité des régimes de retraite et des autres programmes de transferts sociaux. Cependant, d'après Johnson (2000), ce dernier biais pourrait être peu important dans la pratique. Examinant les principales modifications apportées par le passé aux dispositions des différents mécanismes dans plusieurs pays de l'OCDE, cet auteur constate que ces changements ont précédé, et non suivi, une baisse du taux d'activité des travailleurs âgés.
43. Afin d'obtenir des coefficients valables pour les effets temporels par pays, le modèle A est estimé sur un ensemble de données de panel équilibré (14 pays sur la période 1967-1999) plutôt que sur un ensemble non équilibré (14 pays et huit autres pour lesquels les séries chronologiques des taux d'activité et des variables explicatives sont beaucoup plus courtes).
44. Cette variable prend les valeurs 0, 1 et 2 pour les pays où les incitations à la retraite incorporées aux régimes de retraite et aux dispositifs de préretraite sont respectivement considérées comme faibles (Australie, Canada, États-Unis, Irlande, Norvège, Suède), modérées (Allemagne, Espagne, Portugal, Royaume-Uni) et importantes (Finlande, France, Italie, Pays-Bas) en termes de taux de l'impôt implicite.
45. Les coefficients ne sont pas statistiquement différents au seuil de 5 pour cent. Cependant, l'estimation ponctuelle est inférieure pour le groupe d'âge des 55-59 ans. Cela n'est pas étonnant compte tenu des difficultés rencontrées pour prendre en compte l'influence complexe des dispositifs de préretraite sur la décision de départ à la retraite au moyen d'une seule variable quantitative. En particulier, il n'est pas tenu compte des différents parcours vers la préretraite ni de la rigueur avec laquelle les critères d'ouverture des droits (pour l'octroi d'une pension d'invalidité, par exemple) sont appliqués dans la pratique.

46. Plus précisément, le modèle C corrige l'hétéroscédasticité par pays (en utilisant les moindres carrés généralisés) et non l'hétéroscédasticité individuelle (en utilisant le coefficient d'estimation de la variance de Huber/White/Sandwich) comme dans le modèle B.
47. Afin d'évaluer l'incidence potentielle des tendances démographiques sur les liens des travailleurs âgés avec le marché du travail, des spécifications incorporant la proportion de travailleurs d'âge très actif (25-54 ans) dans la population totale d'âge actif (15-64 ans) en tant que variable explicative ont aussi été estimées. *A priori*, les effets de cohorte habituels suggèrent un effet positif : plus le nombre de travailleurs d'âge très actif est important par rapport au nombre de travailleurs âgés, plus le taux de salaire relatif de ces derniers est élevé et plus leur taux d'activité est important – dans la mesure où l'effet de substitution domine l'effet de revenu. Cependant, on a constaté que cette variable démographique avait un effet significativement négatif pour les groupes des 55-59 ans et des 60-64 ans. Ce résultat est difficile à expliquer. Il se pourrait que l'augmentation de la proportion de travailleurs d'âge très actif, ayant un niveau d'instruction plus élevé, intervenue dans les années 70 et les années 80, ait dégradé les possibilités d'emploi des travailleurs âgés ayant un moindre niveau d'instruction, d'autant plus que le profil de rémunération par âge était rigide. En tout état de cause, les coefficients correspondant à toutes les autres variables (impôt implicite, âge normal de départ à la retraite et taux de chômage) n'ont pas été sensibles à l'introduction de cette variable démographique.
48. Les élasticités obtenues par Blöndal et Scarpetta (1998) ne sont pas directement comparables à celles présentées dans le tableau 2, car la variable dépendante est le taux d'activité des 54-64 ans et non la diminution du taux d'activité entre deux groupes d'âge successifs. Cependant, dans la pratique, l'incidence potentielle des réductions des taux de l'impôt implicite sur le taux d'activité des 55-64 ans, telle que calculée en utilisant le modèle B, semble être plus importante que celle simulée dans Blöndal et Scarpetta (1998). Cela n'est pas surprenant compte tenu de l'analyse plus désagrégée adoptée dans le présent article.
49. À première vue, ces élasticités devraient être accentuées par une distorsion due à l'omission d'une variable, mais cette hypothèse ne semble pas être confirmée par les données. En particulier, la variable du taux de chômage est à peine significative au seuil de 5 pour cent et ne réduit pas le coefficient du taux de l'impôt implicite dans une régression groupée.
50. Dans certains cas – notamment celui de la Corée –, la projection reflète également l'impact futur de la stabilisation des régimes de retraite.
51. Pour les pays qui ne sont pas couverts dans la modélisation des incitations à la cessation anticipée d'activité (Danemark, Grèce, Hongrie, Mexique, Pologne, République slovaque, République tchèque, Turquie), on n'a pas tenté d'évaluer les effets futurs des réformes récentes et/ou de la stabilisation des régimes de retraite sur les taux de l'impôt implicite et les taux d'activité. En revanche, l'impact les modifications récentes ou prévues de l'âge normal de la retraite est pris en compte (Danemark, Grèce, République tchèque, Turquie).
52. Cela tient peut-être aussi à ce que toutes les simulations présentées au tableau 3 reposent sur l'hypothèse de l'absence d'impact sur le taux d'activité des travailleurs de moins de 55 ans, qui est peu réaliste. Cependant, étant donné que la variable dépendante, dans toutes les régressions, est la différence de taux d'activité entre deux groupes successifs, le niveau initial à 55 ans joue un rôle important dans les simula-

- tions. Par exemple, le faible lien avec le marché du travail du groupe des 50-54 ans en Italie explique dans une large mesure pourquoi les taux d'activité des travailleurs de 55 ans et plus restent relativement faibles dans les prévisions de référence et dans les scénarios de réforme.
53. Les 65 ans et plus sont plus nombreux que les 55-64 ans dans tous les pays de l'OCDE, parfois de façon très prononcée (1.7 fois plus nombreux en France en 2000, par exemple). Par conséquent, une augmentation des liens des 65 ans et plus avec le marché du travail a un impact disproportionné sur les taux d'activité des 55 ans et plus.
 54. L'âge de la cessation anticipée d'activité est significatif au seuil de 5 pour cent dans le modèle B, lorsque l'âge normal est exclu. Cependant, il n'a pas été retenu dans les estimations définitives, en raison à la fois de problèmes de multicollinéarité et du niveau de signification statistique plus élevé de l'âge normal. Par conséquent, bien qu'il n'ait pas été possible de séparer les effets des deux âges d'ouverture des droits, il semblerait que le premier influe aussi sur les taux d'activité, principalement par des effets de liquidité.
 55. Cependant, il reste difficile de dire si une augmentation de l'âge normal et anticipé de la retraite, dans le cadre d'un régime de retraite déjà neutre du point de vue actuariel, serait souhaitable. De fait, dans la mesure où son impact sur la décision de départ à la retraite tient plus à des effets de « liquidité » qu'à des effets d'« habitude », une telle augmentation aurait simplement pour conséquence d'accroître les taux d'activité en obligeant les travailleurs manquant de liquidités à rester sur le marché du travail plus longtemps qu'ils ne le souhaiteraient. Dans ces conditions, relever les âges d'ouverture des droits à prestations n'entraînerait pas d'amélioration du bien-être.
 56. La réforme de 2003 s'est notamment traduite par un ajustement actuariel de 3 pour cent en cas de départ différé à la retraite.
 57. En revanche, son incidence sur le bien-être pourrait être plus importante car cette option contribue à réduire une imperfection du marché des capitaux.
 58. Certains pays appliquent des règles d'ouverture des droits fondées sur un nombre minimum d'heures (Danemark, Irlande) ou sur un revenu minimum (Allemagne, Autriche, Espagne, Irlande, Royaume-Uni), en vertu desquelles les contributions au système public de retraite ne sont pas autorisées. En outre, les plans d'entreprise privés n'admettent pas toujours les travailleurs à temps partiel (près d'un tiers des cas au Royaume-Uni, d'après Ginn et Arber, 1998).
 59. Par exemple, le système de retraite partielle qui a prévalu en Suède entre 1976 et 2001 s'est révélé excessivement coûteux (Disney, 1996), surtout parce qu'il est allé bien au-delà de la neutralité actuarielle en subventionnant fortement le travail à temps partiel.
 60. Ce chiffre est une simple moyenne arithmétique des cotisations obtenue, dans les 14 pays pour lesquels on dispose de longues séries chronologiques sur les taux d'activité, en utilisant les coefficients du modèle B. Il atteint 40 pour cent si l'ensemble du modèle est pris en compte (y compris l'effet de l'augmentation du taux de chômage dans un certain nombre de pays d'Europe continentale).

BIBLIOGRAPHIE

- AARON, H. (1982), « Economic Effects of Social Security », *Studies of Government Finance*, The Brookings Institution, Washington DC.
- ANDERSON, P., A. GUSTMAN et T. STEINMEIER (1997), « Trends in Male Labor Force Participation and Retirement: Some Evidence on the Role of Pensions and Social Security in the 1970's and 1980's », NBER Working Paper n° 6208, octobre.
- BLANCHET, D., C. BROUSSE et M. OKBA (1996), « Retraite, préretraite, neutralité actuarielle et couverture du risque de chômage en fin de carrière », *Économie et Statistique* n° 291-292, 1/2.
- BLÖNDAL, S. et S. SCARPETTA (1998), « The Retirement Decision in OECD Countries », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 98.
- BURNIAUX, J.-M., R. DUVAL et F. JAUMOTTE (2003), « Coping with Ageing: a Dynamic Approach to Quantify the Impact of Alternative Policy Options on Future Labour Supply », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, à paraître.
- CASEY, B., H. OXLEY, E. WHITEHOUSE, P. ANTOLIN, R. DUVAL et W. LEIBFRITZ (2003), « Policies for an Ageing Society: Recent Measures and Areas for Further Reform », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 369.
- COILE, C. (2003), « Retirement Incentives and Couples' Retirement Decisions », NBER Working Paper n° 9496, février.
- COSTA, D. (1997), « Less of a Luxury: The Rise of Recreation Since 1888 », NBER Working Paper n° 6054, juin.
- DISNEY, R. (1996), *Can We Afford to Grow Older: A Perspective on the Economics of Ageing*, Cambridge, Massachussets, MIT Press.
- FELDSTEIN, M. (1974), « Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation », *Journal of Political Economy* 82, n° 5.
- GINN, J. et S. ARBER (1998), « How Does Part-Time work Lead to Low Pension Income? », dans O'Reilly et Fagan (dir. publ.), *Part-Time Prospects: An International Comparison of Part-Time Work in Europe, North America and the Pacific Rim*, Routledge, Londres.
- GRUBER, D. et P. ORSZAG (2000), « Does the Social Security Earnings Test Affect Labor Supply and Benefits Receipt? », NBER Working Paper n° 7923, septembre.
- GRUBER, D. et D. WISE (2002), « Social Security Programs and Retirement Around the World: Micro Estimation », NBER Working Paper n° 9407, décembre.
- GRUBER, D. et D. WISE (1999), *Social Security Programs and Retirement Around the World*, University of Chicago Press, Chicago.
- HAIDER, S. et D. LOUGHRAN (2001), « Elderly Labor Supply: Work or Play? », *Center for Retirement Research Working Paper* n° 2001-04, Boston College.

- HERBERTSSON, T., et M. Orszag (2003), « The Early Retirement Burden: Assessing the Costs of the Continued Prevalence of Early Retirement in OECD Countries », IZA Discussion Paper n° 816, juillet.
- HOLZMANN, R., L. MACKELLAR et M. RUTKOWSKI (2003), « Accelerating the European Pension Reform Agenda: Need, Progress, and Conceptual Underpinnings », dans Holzmann, Orenstein et Rutkowski (dir. publ.), *Pension Reform in Europe: Process and Progress*, Banque mondiale, Washington.
- JOHNSON, R. (2000), « The Effect of Old-Age Insurance on Male Retirement: Evidence from Historical Cross-Country Data », *Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper*, n° 00-09, décembre.
- KOTLIKOFF, L. et D. WISE (1987), « The Incentive effects of Private Pension Plans », dans Bodiez, Shoven et Wise (dir. publ.), *Issues in Pension economics*, University of Chicago Press, Chicago.
- LAZEAR, E. (1986), « Retirement from the Labor Force », dans Ashenfelter et Layard (dir. publ.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, North Holland, Amsterdam.
- LEE, C. (2003), « Labor Market Status of Older Males in The United States, 1880-1940 », *NBER Working Paper* n° 9550, mars.
- LINDBECK, A. et M. PERSSON (2003), « The Gains from Pension Reform », *Journal of Economic Literature* 41, n° 1.
- LUMSDAINE, R. et O. MITCHELL (1999), « New Developments in the Economic Analysis of Retirement », dans Ashenfelter et Card (dir. publ.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, North Holland, Amsterdam.
- LUMSDAINE, R., J. STOCK et D. WISE (1996), « Why are Retirement Rates so High at Age 65? », dans Wise (dir. publ.), *Advances in the Economics of Aging*, The University of Chicago Press, Chicago.
- MITCHELL, O. et G. FIELDS (1984), « The Economics of Retirement Behaviour », *Journal of Labour Economics*, vol. 2, n° 1.
- OCDE (2003a), *Perspectives de l'emploi*.
- OCDE (2003b), « Transformer le handicap en capacité : Promouvoir le travail et la sécurité des revenus des personnes handicapées », Paris.
- OCDE (2002), « La contribution d'une retraite plus tardive à la croissance de l'emploi », chapitre V, *Perspectives économiques de l'OCDE*, n° 72, décembre, Paris.
- PERACCHI, F. et F. WELCH (1994), « Trends in Labor Force Transitions of Older Men and Women », *Journal of Labour Economics*, vol. 12, n° 2.
- STOCK, J. et D. WISE (1990), « Pensions, the Option Value of Work, and Retirement », *Econometrica*, 58, n° 5.