

Le rôle de la qualité de l'emploi dans les intentions de départ à la retraite

Cédric Afsa (INSEE) *

Introduction

La création d'une incitation financière à la poursuite de l'activité professionnelle est une innovation importante de la loi d'août 2003 portant réforme des retraites. L'article 25 instaure la possibilité, dans des conditions fixées par décret, d'une majoration de la pension - appelée surcote - pour toute année d'activité effectuée, après l'âge de 60 ans, au-delà de la durée de cotisation nécessaire à l'obtention du taux plein. En incitant les salariés à repousser l'âge de départ à la retraite, cette mesure vise globalement à faire remonter le taux d'emploi des 55 ans ou plus, conformément à l'une des orientations figurant dans l'exposé des motifs du projet de loi. Cet objectif est d'ailleurs inscrit dans la démarche européenne incarnée par le Conseil de Lisbonne, qui a été réuni en mars 2000 afin de « *définir pour l'Union un nouvel objectif stratégique dans le but de renforcer l'emploi, la réforme économique et la cohésion sociale (...)* », le renforcement de l'emploi passant par « *des emplois plus nombreux et de meilleure qualité* »¹.

Plus récemment, le Plan national d'action concerté pour l'emploi des seniors, signé en mars 2006, a renforcé le volet incitatif à la poursuite de l'activité en augmentant le montant de la surcote. Même s'il est prématuré d'en tirer un bilan, le Plan d'action ne semble pas à ce jour avoir sensiblement infléchi les comportements tant des salariés que des employeurs. On estime à 5 ou 6 % la proportion des bénéficiaires du Régime Général qui, en 2006, ont liquidé leur pension avec une surcote (Conseil d'Orientation des Retraites, 2007).

Force est de constater que la France peine à maintenir ses travailleurs âgés dans l'emploi. Les mesures d'incitation purement monétaire comme la surcote n'ont pas l'efficacité escomptée. Cette situation contraste fortement avec celle que connaissent d'autres pays, notamment ceux d'Europe du Nord comme la Finlande, où le taux d'emploi des 55-64 ans a augmenté de 17 points au cours de la dernière décennie (Sterdyniak, 2007). Mais les moyens employés sont différents : les programmes destinés à maintenir les seniors au travail reposent beaucoup sur l'amélioration des conditions de travail, sur l'attractivité des emplois.

Le propos de l'article est de confirmer qu'agir sur la qualité de l'emploi peut être un moyen de modifier les comportements d'activité des seniors. Pour ce faire, nous exploitons une enquête conduite auprès d'un échantillon particulier de salariés du secteur privé. Une des originalités de l'enquête est de proposer aux personnes interrogées plusieurs scénarios de départ à la retraite. Grâce à eux, on peut mesurer la sensibilité des salariés à des mesures de type surcote et isoler les facteurs qui la font varier. La qualité de l'emploi en fait partie. Il est ainsi théoriquement possible de comparer les effets respectifs d'une action sur la qualité des emplois et d'une mesure de surcote.

La suite de l'article est d'abord consacrée à une revue partielle de la littérature économique ayant examiné le lien entre les caractéristiques des emplois occupés par les salariés et leurs intentions ou comportements de départ à la retraite. La section 2 présente les données utilisées. La section suivante donne le cadre théorique nécessaire (et suffisant) à la spécification du modèle empirique à estimer, qui est détaillé en section 4 conjointement à une méthode de construction d'un indice de qualité de chacun

* Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques - Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - 92244 MALAKOFF Cedex
tel : 01 41 17 60 76 ; [telec](tel:0141176045) : 01 41 17 60 45 ; [e-mail](mailto:cedric.afsa-essafi@insee.fr) : cedric.afsa-essafi@insee.fr

¹ Conseil Européen de Lisbonne des 23 et 24 mars 2000 : conclusions de la présidence.

des emplois occupés par les salariés interrogés. Les résultats des estimations figurent dans la section 5, qui est suivie de quelques remarques conclusives.

1. Qualité de l'emploi et départ à la retraite

Les articles ayant cherché à estimer l'impact de la qualité de l'emploi sur le départ à la retraite peuvent se distinguer en fonction de trois critères² : la variable expliquée (comportements *vs* intentions), la mesure de la qualité d'un emploi (imputations *vs* déclarations par les salariés), la nature théorique ou empirique de l'analyse.

Quinn (1977), Gustman et Steinmeier (1986), Filer et Petri (1988), Gustman et Steinmeier (2004), Blekesaune et Solem (2005) ont analysé les *comportements* de départ à la retraite, observés par le biais d'enquêtes ou de sources administratives. La variable de comportement varie d'un article à l'autre : transition de l'emploi vers la retraite, âge de la retraite, statut d'activité. Siegrist *et al.* (2006) ou Blanchet et Debrand (2007), quant à eux, ont travaillé sur les *intentions* de départ, et plus précisément le souhait de partir le plus tôt possible à la retraite, en utilisant la même source de données, l'enquête européenne SHARE (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*).

Pour évaluer la qualité des emplois occupés par les salariés de leurs échantillons d'étude, Quinn (1977), Filer et Petri (1988), ou Blekesaune et Solem (2005) ont procédé en deux temps. Ils ont d'abord sélectionné les variables décrivant de la manière la plus objective et la plus complète possible les emplois (la fonction exercée, le niveau de qualification, le secteur d'activité, ...). Puis, à partir de ces informations, ils en ont déduit des indicateurs de qualité, comme le degré d'autonomie (initiative, innovation, ...), les contraintes physiques ou psychologiques (stress, expositions aux risques, ...), les mauvaises conditions de travail (chaleur, bruit, ...). Les autres auteurs ont utilisé directement les déclarations des salariés interrogés. Ainsi, Gustman et Steinmeier (2004) ont construit, à l'aide d'une analyse factorielle sur un ensemble d'items de conditions de travail, deux indicateurs de qualité de l'emploi mesurant d'une part sa difficulté, d'autre part le stress généré. Siegrist *et al.* (2006) ont aussi construit deux indicateurs synthétiques, l'un mesurant l'autonomie décisionnelle, l'autre l'adéquation entre l'effort fourni et la reconnaissance du travail accompli. Enfin, Blanchet et Debrand (2007) ont examiné différentes caractéristiques d'emploi, et leur travail est le seul exemple, en tout cas parmi ceux cités ci-dessus, où est estimé l'impact de la qualité globale de l'emploi occupé, approchée par une variable mesurant la satisfaction que le salarié retire de son travail.

Enfin, la majorité des travaux cités sont de nature empirique, à l'exception de Filer et Petri (1988) et de Gustman et Steinmeier (1986, 2004), qui ont spécifié des modèles structurels d'utilité inter-temporelle, qu'ils ont ensuite estimés sur leurs données.

Les résultats des estimations figurant dans ces différents articles sont relativement contrastés. Lorsque la variable dépendante représente des intentions de départ, l'impact des caractéristiques d'emploi est toujours significatif et souvent important. Par exemple, selon Blanchet et Debrand (2007), se déclarer globalement satisfait de son travail diminue d'environ 14 points la pension à vouloir partir au plus tôt à la retraite. En revanche, s'agissant des comportements de départ à la retraite, les effets sont plus mitigés. La différence peut venir du fait que les intentions de départ sont celles du salarié alors que la cessation effective d'activité ne relève pas de la seule responsabilité de l'individu et dépend aussi de l'employeur. En tout cas, dans un cas comme dans l'autre, les auteurs se trouvent confrontés au problème que pose la mesure de la qualité d'un emploi.

En effet, lorsque la qualité est mesurée par les déclarations des personnes enquêtées, cela peut conduire à des biais d'estimation dus à des phénomènes d'autojustification (Siegrist *et al.*, 2006). Par exemple, un salarié souhaitant partir tôt à la retraite peut justifier son intention en « noircissant » ses conditions de travail, alors qu'il est en réalité motivé par d'autres considérations. Indépendamment de ces biais potentiels, l'objectivation de la qualité d'un emploi est très difficile même lorsque les

² Les quelques articles qui ont été retenus ici servent à illustrer les différentes manières de prendre le problème. Pour une revue plus complète de la littérature, voir Blekesaune et Solem (2005), Siegrist *et al.* (2006) ou Blanchet et Debrand (2007).

caractéristiques sont imputées dans l'échantillon d'étude à partir d'informations objectives sur les métiers exercés. Le meilleur exemple illustratif est la variable de "*stress généré par un emploi*", utilisée par certains auteurs. Bleckesaune et Solem (2005) trouvent, dans certains cas de figure, un impact significatif de cette variable, mais dans le sens contraire à ce qui est attendu. Ils reviennent alors sur leur hypothèse implicite qui était de considérer a priori les emplois générateurs de stress comme de « mauvais » emplois. Ils peuvent au contraire être vus, dans certains cas, comme des emplois stimulants, ce qui incite ceux les occupant à poursuivre leur activité.

Le parti adopté ici est de ne pas chercher à définir a priori la qualité intrinsèque d'un emploi au moyen d'un ensemble d'items en décrivant les différents aspects, d'autant qu'il manque dans nos données des informations importantes sur les conditions de travail. Le principe est plutôt de laisser le salarié exprimer sa satisfaction globale sur son emploi, en considérant qu'elle en révèle la qualité, à condition de savoir contrôler les divers biais de déclaration (Afsa, 2007). La section 4 de l'article propose une méthode qui essaye de neutraliser une partie de ces biais. Une limite de ce parti pris est qu'il restreint l'analyse au pur constat. Supposons en effet qu'elle mette en évidence un impact significatif de la qualité d'un emploi sur les intentions de départ à la retraite du salarié concerné. Ce résultat ne peut pas suggérer de levier un tant soit peu précis à actionner pour modifier les intentions - si ce ne sont les comportements ultérieurs - puisqu'on s'intéresse ici à la qualité globale d'un emploi sans chercher à savoir quelle composante jouerait le plus. Il faut reconnaître que la qualité d'un emploi, et davantage encore la manière dont le salarié la vit, est la résultante de nombreuses dimensions, très diverses, qui influent a priori sur les décisions d'activité (Jolivet, 2007). Sans prétendre à l'exhaustivité, on citera les risques auxquels sont exposés les salariés, leur environnement de travail, la charge mentale qu'ils peuvent subir, les contraintes liées à l'organisation du travail, mais aussi l'existence de signes de reconnaissance monétaires ou non monétaires, le "sens" de leur travail. Il est très certainement illusoire de chercher à contrôler les effets de ces multiples facettes.

La deuxième caractéristique de l'étude est de ne pas chercher à estimer directement l'impact de la qualité de l'emploi sur les intentions de départ, mais de l'évaluer à l'aune d'incitations monétaires "équivalentes". Ce point sera précisé ultérieurement. Pour ce faire, l'étude s'appuie sur des scénarios proposés au salarié, mettant en balance montant de la pension de retraite et âge de départ. Cette démarche ressemble beaucoup aux méthodes d'évaluation contingente, appliquées généralement au domaine de l'environnement : elles consistent à demander à l'individu interrogé de se prononcer sur différents scénarios d'amélioration du cadre de vie qui lui sont proposés, en indiquant notamment ce qu'il serait prêt à payer pour que tel ou tel scénario se réalise³. Ces méthodes conduisent souvent à estimer des coûts implicites d'externalités négatives (nuisances sonores, pollution, ...) ou des valeurs monétaires associées à des biens publics (accès à des parcs publics, ...).

Dernier trait distinctif de l'étude, l'évaluation monétaire se fonde sur l'estimation préalable des paramètres d'un modèle d'utilité inter-temporel à partir des réponses fournies par les salariés aux scénarios de retraite qui leur sont proposés. Ce faisant, l'estimation s'appuie sur l'expression directe des préférences individuelles que l'on recueille via les réponses aux scénarios, et non sur leur inférence - leur révélation - à partir de comportements observés (*stated preferences vs revealed preferences*, selon la terminologie anglo-saxonne). A notre connaissance, l'article de Kapteyn, van Soest et Zissimopoulos (2006) est le seul exemple d'application de ce type de méthode à la problématique de la retraite.

2. Les données

Les données proviennent de l'enquête « Intentions de départ à la retraite » réalisée auprès d'un échantillon de 1 004 individus affiliés au régime général, tirés dans la base nationale de gestion des carrières de la Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse, selon des critères d'âge, de résidence et d'ancienneté dans le régime. Plus précisément, ont été retenues les personnes en emploi, âgées de 54 à

³ Pour une présentation détaillée de ces méthodes, voir Luchini (2002).

59 ans, habitant dans 8 régions⁴ et ayant une durée d'assurance minimale de 25 ans au régime général⁵. Une cinquantaine de questions leur ont été posées en face-à-face durant une trentaine de minutes, portant en particulier sur la situation professionnelle passée et présente, l'environnement familial, le bien-être (la santé, le niveau de vie), les anticipations des conditions de leur retraite et plus généralement la perception de leur avenir. La problématique sous-tendant l'enquête est celle du rôle des incitations financières dans les intentions de départ à la retraite des salariés en fin de carrière (Rapoport, 2006).

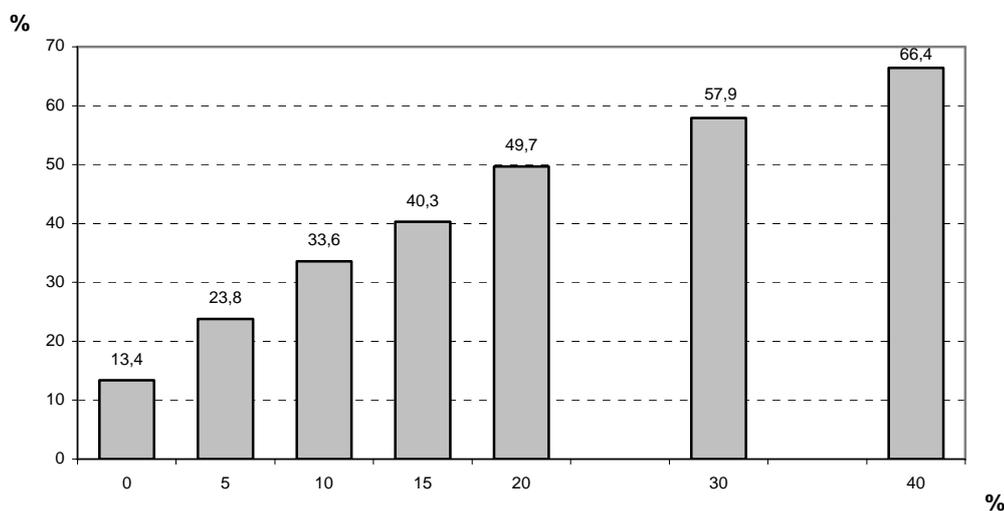
L'échantillon tiré n'est pas représentatif de l'ensemble des 54-59 ans travaillant dans le secteur privé. L'enquête n'a pas interrogé celles ou ceux qui travaillent encore mais ne peuvent justifier de 25 années d'assurance au régime général, parce que, par exemple, elles ou ils ont eu des carrières incomplètes ou bien ont rejoint dans un second temps le régime général après avoir travaillé dans la fonction publique. En outre, l'enquête concerne les personnes âgées de 54 ans ou plus qui sont toujours en emploi et qui constituent un sous-échantillon particulier des 54-59 ans. Par conséquent, on ne peut pas, sans précaution, étendre à l'ensemble des individus de cette tranche d'âge des résultats obtenus par l'enquête sur les seuls actifs occupés. Par exemple l'enquête a certainement manqué un certain nombre de salariés qui sont sortis de l'emploi à cause de problèmes de santé occasionnés par la pénibilité de leur travail.

L'étude s'appuie essentiellement sur les réponses à la question suivante :

Accepteriez-vous de partir en retraite un an après la date que vous envisagez si votre pension était augmentée de... ? [*« soit un gain de xx euros / francs » ; commencer par 0%, puis 5%, 10%, 15%, 20% 30%, 40% ; passer à la question suivante dès que réponse « oui »*]

Elle a été posée seulement aux personnes qui ont préalablement répondu à deux autres questions de l'enquête : l'âge auquel elles envisagent de partir à la retraite, et le taux de remplacement qu'elles pensent avoir. Elles représentent 89 % de l'échantillon (889 observations).

Figure 1 - Pourcentage de salariés qui accepteraient de reculer d'un an leur départ à la retraite selon le taux proposé d'augmentation de leur pension



Lecture : 13,4 % des salariés du régime général ayant répondu à la question accepteraient de repousser d'un an leur départ à la retraite sans augmentation de pension ; 23,8 % accepteraient moyennant une augmentation de 5%

Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM (889 obs. pondérées).

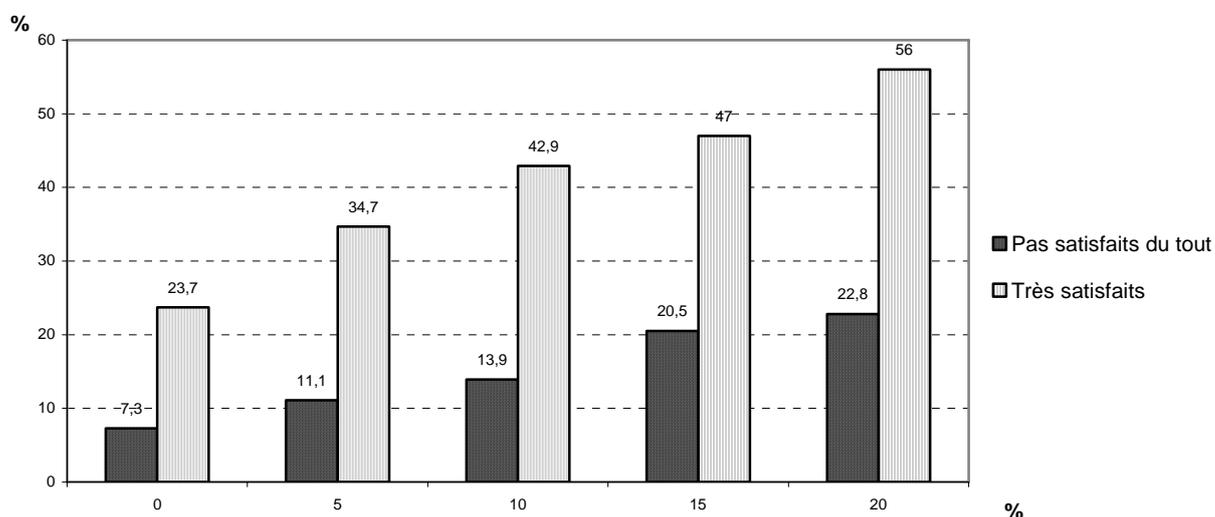
⁴ Aquitaine, Bourgogne, Ile-de-France, Lorraine, Nord, Pays de la Loire, Provence-Alpes-Côte d'Azur et Rhône-Alpes.

⁵ Cette enquête a aussi été réalisée auprès de 400 salariés de la fonction publique d'Etat, tirés dans un panel géré par l'organisme qui a été chargé de la collecte. L'analyse ne porte ici que sur le régime général.

La figure 1 représente les réponses à la question. Par exemple, 13,4 % des salariés interrogés accepteraient de partir un an plus tard avec le même niveau de pension, et 10,4 % supplémentaires (23,8 %- 13,4 %) accepteraient si on leur proposait une augmentation de leur pension de 5 %. Globalement, les pourcentages demandés par les salariés sont très importants. Il faut aller jusqu'à 20 % pour que la moitié d'entre eux acceptent de repousser leur départ à la retraite. Noter qu'un tiers (33,6 %) a toujours répondu négativement aux scénarios d'augmentation proposés par l'enquêteur : même une augmentation de 40 % ne les ferait pas revenir sur leur décision. On ignore si ces personnes finiraient par accepter de partir plus tard moyennant un supplément de pension très important, ou si elles excluent d'emblée tout report d'âge quelles qu'en soient les conditions.

Les taux moyens d'acceptation selon l'augmentation proposée de la pension masquent une forte hétérogénéité, en particulier selon la satisfaction que le salarié retire de son emploi. La figure 2 compare les pourcentages d'acceptation des salariés se déclarant très satisfaits de leur emploi (17,9 % de l'échantillon) et de ceux déclarant n'en être pas du tout satisfaits (4,1 %).

Figure 2 - Pourcentage de salariés qui accepteraient de reculer d'un an leur départ à la retraite en fonction du taux proposé d'augmentation, selon leur niveau de satisfaction dans l'emploi



Lecture : 13,9 % des salariés pas satisfaits du tout de leur emploi accepteraient de partir un an après la date envisagée si on leur proposait une augmentation de leur pension entre 0 et 10 %.

Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM (889 obs. pondérées).

Près d'un quart des salariés (23,7 %) s'estimant très satisfaits seraient prêts à partir un an plus tard sans augmentation de leur pension. Dans le même temps, une proportion à peu près égale (22,8 %) de salariés pas du tout satisfaits de leur emploi accepteraient de décaler d'un an à condition que leur pension augmente de 20 %. Autrement dit, à condition de leur augmenter leur pension de 20 points, les « pas du tout satisfaits » auraient à peu près la même propension à repousser leur départ que les « très satisfaits ». Ces quelque 20 points compenseraient ainsi l'impact négatif de l'insatisfaction dans l'emploi sur la propension à poursuivre son activité.

L'idée générale de l'article repose sur ce type de considération. On part du principe que l'expression de la satisfaction dans l'emploi du salarié révèle le niveau de qualité intrinsèque de l'emploi qu'il occupe. Ce niveau de qualité influe sur ses préférences et, en conséquence, sur son arbitrage entre poursuite de l'activité professionnelle et départ à la retraite. Par exemple, un salarié occupant un emploi de mauvaise qualité valorisera davantage le temps libre et sera plus réticent à différer son départ à la retraite. Sauf si on l'incite à le faire, en lui offrant une augmentation de pension suffisante pour qu'il accepte de travailler un an de plus malgré la « désutilité » que cela lui procure.

La démarche consiste alors, en exploitant la question de l'enquête sur les scénarios d'augmentation (voir *supra*), à estimer le *seuil d'acceptation* de chaque salarié, c'est-à-dire le pourcentage minimal d'augmentation de la pension qui lui fasse accepter de reculer la date envisagée de son départ. Ce seuil va dépendre du niveau de qualité de l'emploi occupé. En supposant que l'on sache ordonner les emplois selon un indice de qualité, le calcul des seuils d'acceptation selon les différentes valeurs de l'indice conduit naturellement à l'estimation d'une valeur monétaire de la qualité de ces emplois, ou, de manière équivalente, à l'estimation de *coûts implicites* à la poursuite de l'activité dus à la mauvaise qualité des emplois.

La méthode repose donc sur la définition et l'estimation de seuils d'acceptation. Cela nécessite un minimum de formalisme. Le cadre formel retenu ici s'appuie sur la spécification d'un modèle d'utilité inter-temporel très simple. La section suivante lui est consacrée.

3. Le cadre théorique

L'intérêt premier du modèle théorique est d'aider à spécifier le modèle empirique permettant d'estimer un seuil d'acceptation pour chaque salarié. Dans ce contexte, le modèle théorique est volontairement stylisé, afin justement d'en déduire aisément un modèle économétrique estimable. Il s'agit d'un modèle inter-temporel construit à partir d'une fonction d'utilité de Stone-Geary :

$$U = \alpha_0 + \alpha_L \ln(T - h) + \alpha_Y \ln Y$$

où $T - h$ mesure le temps libre (T est le temps total disponible et h les heures de travail) et Y le revenu salarial. Le paramètre α_L (*resp* α_Y) mesure le supplément d'utilité retiré d'une augmentation du loisir (*resp* du revenu salarial Y). Le paramètre α_0 rappelle que l'utilité est définie à une constante additive près.

Les données disponibles dans l'enquête ne contiennent aucune information sur le nombre d'heures travaillées⁶. La quantité $\ln(T - h)$ est donc supposée être la même pour tous les individus, qui travaillent tous à la date de l'enquête. Dans ces conditions, les paramètres α_0 et α_L ne sont pas séparément identifiables. En conséquence, l'utilité est réécrite sous la forme suivante :

$$U = -\alpha_W + \alpha_Y \ln Y$$

où α_W représente la désutilité du travail. On suppose que α_Y est strictement positif. Même si l'hypothèse d'un paramètre α_W positif est la plus plausible, elle n'est pas nécessaire ici.

Soit maintenant t_R la date (l'année) où l'individu envisage de prendre sa retraite et t_D l'année de son décès, t_0 étant la date de l'enquête. L'individu est supposé percevoir le même salaire jusqu'à sa retraite et recevoir ensuite une pension τY , où τ est le taux de remplacement. Si β est le taux d'escompte, l'utilité inter-temporelle s'écrit :

$$V = \sum_{t=t_0}^{t_R-1} \beta^{t-t_0} (-\alpha_W + \alpha_Y \ln Y) + \sum_{t=t_R}^{t_D} \beta^{t-t_0} (\alpha_Y \ln \tau Y)$$

Supposons alors qu'on offre le choix au salarié de décaler d'un an son départ à la retraite moyennant une augmentation de sa pension d'un pourcentage δ . Sous cette hypothèse, sa fonction d'utilité s'écrit :

$$V(\delta) = \sum_{t=t_0}^{t_R} \beta^{t-t_0} (-\alpha_W + \alpha_Y \ln Y) + \sum_{t=t_R+1}^{t_D} \beta^{t-t_0} (\alpha_Y \ln \tau(1+\delta)Y)$$

On en déduit la différence d'utilité :

$$\Delta V(\delta) = V(\delta) - V = \beta^{t_R-t_0} \alpha_Y \left[\frac{-\alpha_W}{\alpha_Y} - \ln \tau + \beta_0 \ln(1+\delta) \right] \quad (1)$$

⁶ On sait juste si le salarié travaille ou non à temps partiel, mais on en ignore le taux.

$$\text{où } \beta_0 = \sum_{t=1}^{t_D - t_R} \beta^t .$$

Le paramètre α_Y étant strictement positif par hypothèse, la fonction $\Delta V(\delta)$ est strictement croissante en δ . Remarquons que, sauf si $\tau \geq 1$, on peut avoir $\Delta V(0) > 0$: il suffit que $\alpha_W < 0$ ou que le ratio α_W / α_Y soit suffisamment faible. Ainsi, un salarié ayant une forte préférence pour le revenu pourra accepter de reculer « gratuitement » d'un an la date de son départ à la retraite. Dans le cas où $\Delta V(0) < 0$, vu que $\Delta V(\delta)$ est strictement croissante en δ , il existe une valeur δ^* de δ telle que $\Delta V(\delta^*) = 0$. Le salarié acceptera de différer sa date de départ à condition que sa pension augmente d'au moins δ^* . D'après (1), cette valeur est égale à :

$$\ln(1 + \delta^*) = \frac{1}{\beta_0} \left(\frac{\alpha_W}{\alpha_Y} + \ln \tau \right) \quad (2)$$

c'est-à-dire :

$$\delta^* = \exp \left[\frac{1}{\beta_0} \left(\frac{\alpha_W}{\alpha_Y} + \ln \tau \right) \right] - 1 \quad (3)$$

Le seuil d'acceptation est d'autant plus élevé que la désutilité du travail α_W est forte ou que la préférence pour le revenu est faible. Deux hypothèses supplémentaires sont introduites :

- **H1** : on sait classer les emplois selon un indice de qualité « intrinsèque » q , depuis les « plus mauvais » ($q = 0$) jusqu'aux « meilleurs » ($q = 1$).
- **H2** : le ratio des paramètres de préférence α_W / α_Y est une fonction linéaire de caractéristiques, au sein desquelles figure la variable de qualité de l'emploi.

A ce stade, la première hypothèse est purement formelle. Sa validité dépend de la manière de mesurer la qualité d'un emploi. En d'autres termes, H1 revient à supposer qu'on soit capable de construire un indicateur qui donne un contenu à la notion de qualité intrinsèque d'un emploi. La seconde hypothèse signifie que la qualité d'un emploi a un impact *direct* sur les préférences individuelles⁷. Dans leur modèle théorique, Gustman et Steinmeier (2004) ont adopté le même point de vue : un des paramètres de leur fonction d'utilité CES dépend en effet de plusieurs variables décrivant la nature de l'emploi occupé par le salarié.

Les deux hypothèses H1 et H2 conduisent alors à poser :

$$\frac{\alpha_W}{\alpha_Y} = x\theta + \theta_q q , \quad (4)$$

où x représente les caractéristiques sociodémographiques du salarié et θ leurs paramètres associés. Le paramètre θ_q mesure l'impact de la qualité de l'emploi sur le ratio des préférences. Dans ces conditions, le seuil d'acceptation dépend des caractéristiques x et de la qualité de l'emploi q par la relation :

$$\delta^* = \exp \left[\frac{1}{\beta_0} (x\theta + \theta_q q + \ln \tau) \right] - 1 \quad (5)$$

L'estimation des paramètres θ , θ_q et β_0 , permet ensuite de connaître la distribution des seuils de d'acceptation conditionnellement aux variables x , q et τ . Noter qu'on s'attend à $\theta_q < 0$: meilleur est l'emploi, plus le salarié est enclin à poursuivre son activité, plus par conséquent son seuil d'acceptation est faible.

4. La méthode empirique

Avant d'estimer les paramètres du modèle, il faut auparavant construire un indice de qualité de l'emploi occupé.

⁷ Les préférences sont donc supposées être endogènes. Cette position, contraire à l'orthodoxie économique, a été défendue par Chapman (1981), entre autres. Elle a suscité peu de débat chez les économistes du travail, du moins à notre connaissance.

4.1. Construction d'un indice de qualité de l'emploi occupé

L'indice de qualité est construit à partir des réponses fournies par le salarié à la question qui lui a été posée sur la satisfaction globale qu'il retire de son emploi (entre parenthèses figure la répartition des réponses à la question) :

Globalement, lorsque vous pensez à votre emploi actuel, diriez-vous que vous en êtes aujourd'hui...

[Une seule réponse possible]

- 1. Très satisfait (17.9 %)
- 2. Satisfait (41.9 %)
- 3. Assez satisfait (21.7 %)
- 4. Pas très satisfait (10.6 %)
- 5. Pas satisfait (3.7 %)
- 6. Pas satisfait du tout (4.1 %)

Une très large majorité des salariés se déclarent globalement satisfaits de leur emploi. C'est un résultat usuel de la littérature sur la satisfaction.

L'intérêt de cette variable, rappelons-le, est qu'elle donne une information synthétique sur la qualité globale de l'emploi occupé, difficile à mesurer à l'aide d'items particuliers (voir section 2). Son défaut majeur est dû à sa nature subjective. La variable mélange en effet la réalité du poste de travail et la perception qu'en a le salarié qui l'occupe. Certes, la satisfaction exprimée reflète la qualité objective de l'emploi (voir, par exemple, Ritter et Anker, 2002, ou Clark, 2005). Mais les réponses des enquêtés sont déterminées aussi par des éléments purement individuels, comme les critères de jugement qui leur sont propres ou bien leur état psychologique au moment de l'interrogation (Ravallion et Lokshin, 2001). La construction d'un indice de qualité passe donc par le contrôle de ces traits individuels.

Formellement, la satisfaction exprimée par le salarié dépend de la qualité intrinsèque de son emploi, représentée par la variable q , et son mode d'expression (variable m). On suppose que la relation est linéaire :

$$sat_emp = f(q, m) = \alpha_e q + \gamma_e m \quad (6)$$

avec $\alpha_e > 0$ a priori. La variable d'intérêt est q . Elle est inobservée. Si m était connue, on pourrait l'approcher par « différence » entre sat_emp (qui est observée) et m , moyennant la connaissance de α_e et γ_e .

On dispose dans l'enquête de deux mesures de l'état de santé de chaque salarié. La première provient d'une question d'auto-évaluation :

Vous estimez-vous, globalement...[Une seule réponse possible]

- En très bonne santé (23.5 %)
- En assez bonne santé (63.2 %)
- En assez mauvaise santé (11.6 %)
- En très mauvaise santé (1.7 %)

Les réponses sont concentrées sur les items indiquant un bon ou très bon état de santé. La deuxième mesure de l'état de santé est moins subjective et repose sur plusieurs questions concernant l'état de fatigue en général, les douleurs physiques, le découragement, la nervosité et les difficultés de concentration. Ces questions ont été regroupées, à l'aide d'une analyse factorielle, en un indicateur synthétique d'état de santé noté s (voir en annexe 1). Cet indicateur s est censé mesurer la réalité de l'état de santé du salarié mieux que ne le fait la question d'auto-évaluation.

Comme pour la satisfaction dans l'emploi, on suppose que l'auto-évaluation de l'état de santé (la satisfaction du salarié vis-à-vis de sa santé) dépend linéairement de s et de m :

$$sat_sant = \alpha_s s + \gamma_s m \quad (7)$$

avec $\alpha_s > 0$ a priori. Les deux variables sat_sant et s de (7) sont observées. La variable m ne l'est pas, et pour cette raison on peut fixer le paramètre γ_s à 1.

Les équations (6) et (7) permettent de calculer un indicateur de qualité des emplois. Pour ce faire, on procède comme suit. On suppose que m est distribuée selon une loi normale. L'équation (7) est

alors celle d'un probit ordonné dont m est le résidu. On estime le paramètre α_s par le maximum de vraisemblance. On en déduit une estimation \hat{m} de m par les résidus simulés (Gouriéroux *et al.*, 1985 ou 1987)⁸. On remplace ensuite m dans l'équation (6) par sa valeur estimée \hat{m} . Puisque la variable q est inobservée, on peut la normer en fixant α_e à 1 (puisque $\alpha_e > 0$). En supposant que q suit une loi normale, (6) est l'équation d'un probit ordonné, dont q est le résidu. On en estime le paramètre γ_e . On en déduit enfin une estimation de q par les résidus simulés. La qualité q étant un nombre sans dimension, on la contraint à varier entre 0 et 1.

Noter qu'on devrait *a priori* trouver $\gamma_e > 0$. En effet, un individu qui se déclare plus malade qu'il ne l'est - *i.e.* $m < 0$ dans l'équation (7) - risque de juger son emploi de moins bonne qualité qu'il ne l'est réellement, c'est-à-dire $sat_emp - q < 0$, ce qui conduit à $\gamma_e > 0$. On retrouve ici le phénomène d'endogénéité des déclarations des salariés sur leurs conditions de travail, mis en évidence notamment par les épidémiologistes (voir Coutrot et Wolff, 2005).

Cette manière de faire a un double avantage. D'abord, elle corrige, même si ce n'est que partiellement, les biais de déclarations dus aux traits personnels (voir *supra*). Ensuite, on récupère un indice *continu* de qualité d'emploi, ce qui permettra de simuler assez finement des effets de la qualité de l'emploi sur les intentions de départ.

4.2. Estimation des paramètres du modèle

Connaissant q , on est en mesure d'estimer les paramètres θ_q , θ et β_0 avec les données dont on dispose. Puisque les préférences sont déterminées par des caractéristiques inobservées, on adjoint à (4) une variable aléatoire résiduelle u qui les contient :

$$\frac{\alpha_w}{\alpha_y} = x\theta + \theta_q q + u . \quad (8)$$

Avec (4) et (8), l'expression (2) s'écrit :

$$\ln(1 + \delta^*) = \frac{1}{\beta_0} (x\theta + \theta_q q + \ln \tau + u)$$

La quantité δ^* n'est pas observée. En revanche, on sait dans quel intervalle $[\delta_1, \delta_2]$ δ^* est située : il suffit qu'à la question concernant son acceptation de reculer son âge de départ, le salarié ait répondu négativement lorsque l'enquêteur lui a proposé le taux d'augmentation δ_1 et positivement lorsque l'enquêteur lui a proposé le taux δ_2 immédiatement supérieur à δ_1 . On a donc :

$$\beta_0 \ln(1 + \delta_1) - \ln \tau < x\theta + \theta_q q + u < \beta_0 \ln(1 + \delta_2) - \ln \tau \quad (9)$$

Si la grandeur β_0 était connue et fixe, le modèle serait estimé par maximum de vraisemblance une fois spécifiée la distribution de u . Or β_0 est inconnu et son estimation est très délicate. Dans ces conditions, sa valeur a été fixée a priori. Pour tester la robustesse des résultats au choix de β_0 , le modèle a été ré-estimé en faisant varier β_0 dans une large plage de valeurs.

La double inégalité (9) se réécrit :

$$\beta_0 \ln(1 + \delta_1) - x\theta - \theta_q q - \ln \tau < u < \beta_0 \ln(1 + \delta_2) - x\theta - \theta_q q - \ln \tau \quad (10)$$

La contribution, à la vraisemblance, de l'individu dont le seuil d'acceptation se situe dans l'intervalle $[\delta_1, \delta_2]$ est égale à la probabilité que u vérifie (10). En supposant que u suive la loi normale $N(0; \sigma)$ ⁹, cela s'écrit :

$$\Phi \left[\frac{\beta_0 \ln(1 + \delta_2) - x\theta - \theta_q q - \ln \tau}{\sigma} \right] - \Phi \left[\frac{\beta_0 \ln(1 + \delta_1) - x\theta - \theta_q q - \ln \tau}{\sigma} \right] \quad (11)$$

et dans le cas particulier où $\delta_2 = 0$ (δ_1 est alors indéterminé), l'expression (11) est remplacée par :

⁸ Voir l'annexe 2 pour le détail de l'estimation du résidu simulé.

⁹ Dans ce cas, le modèle est parfois appelé « Tobit à seuils ».

$$\Phi \left[\frac{-x\theta - \theta_q q - \ln \tau}{\sigma} \right].$$

La capacité prédictive du modèle est évaluée en calculant la proportion $Prop(\delta)$ des salariés dont le seuil d'acceptation est inférieur ou égal à un niveau δ donné :

$$Prop(\delta) = \Phi \left[\frac{\beta_0 \ln(1 + \delta) - x\hat{\theta} - \hat{\theta}_q q - \ln \tau}{\hat{\sigma}} \right] \quad (12)$$

et en comparant les valeurs prédites $Prop(\delta)$ avec $\delta = 0, 5, 10, 15, 20$ aux valeurs observées (figure 1).

5. Les résultats

On suppose que les quelque 34 % des répondants qui n'acceptent aucun des seuils proposés par l'enquêteur (figure 1) finiraient par le faire si on leur proposait des augmentations (largement) supérieures à 40 %. Par ailleurs, l'estimation a été effectuée en ignorant les réponses aux valeurs proposées de 30 et 40 %. En d'autres termes, on a supposé que le seuil d'acceptation des salariés qui ont répondu négativement aux valeurs d'augmentation de 0 %, 5 %, 10 %, 15 % et 20 %, était situé au-delà de 20 %. Il y a deux raisons à cela. D'abord, et a priori, proposer des augmentations de 30 ou 40 % ne semble pas très réaliste, et on a suffisamment de variance exploitable avec les réponses aux 5 premiers seuils proposés. Ensuite, et a posteriori, le modèle s'ajuste mieux aux données si on l'estime seulement sur les réponses aux seuils compris entre 0 % et 20 %¹⁰.

La valeur de β_0 a été fixée à 15. Les résultats changent marginalement lorsque β_0 varie entre 10 et 20. En revanche, avec des valeurs inférieures à 5, le modèle reproduit très grossièrement les observations reportées sur la figure 1.

Les variables x déterminant les préférences sont : les 8 indicatrices de région de résidence, les 6 indicatrices de génération (ou d'âge), le sexe, la situation conjugale (en couple ou isolé), l'existence dans le foyer d'une personne autre que l'éventuel conjoint, et le diplôme. La table A.3, reportée en annexe 3, donne la structure des répondants selon ces caractéristiques. L'inégale répartition des individus selon la génération s'explique par le fait que les deux générations les plus anciennes ont été, dans le tirage, surpondérées avec un poids double et que les personnes âgées de plus de 59 ans et 6 mois ont été exclues (pour éviter d'en interroger qui aient déjà pris leur retraite au moment de l'enquête). Noter le pourcentage relativement élevé - plus du tiers - des cas où une personne autre que l'éventuel conjoint vit dans le logement¹¹.

Table 1 - Modèles probit ordonnés sur l'état de santé et sur la satisfaction dans l'emploi

Variabes	État de santé	Satisfaction dans l'emploi
Constante	1.003*** (0.130)	1.435*** (0.126)
Indice d'état de santé (variable s)	2.809*** (0.181)	-
Traits personnels (variable m)	-	0.589*** (0.228)

Les paramètres de seuils des probit ordonnés ne sont pas reproduits ici.

Écarts-type entre parenthèses. Seuil de significativité : *** : 1 %.

Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM, (1004 obs. pondérées)

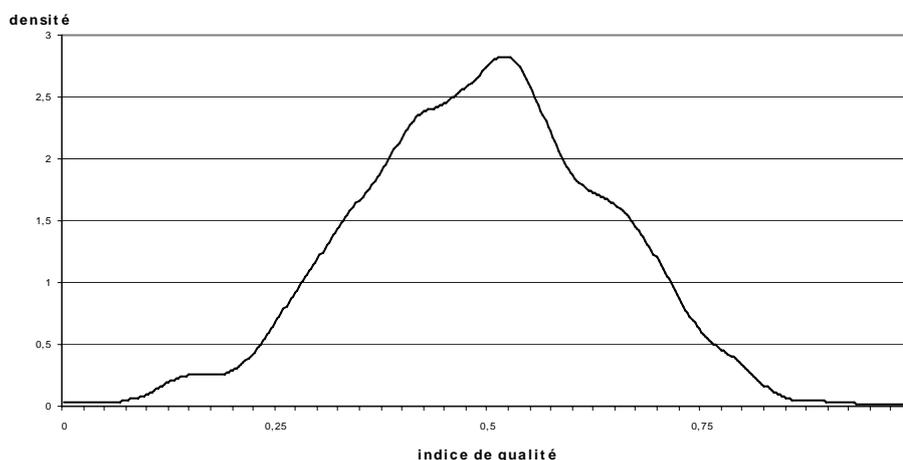
¹⁰ Peut-être aurait-il fallu que les pourcentages d'augmentation proposés respectent la même échelle, c'est-à-dire proposer, si l'individu avait répondu non à la proposition à 20 %, le seuil de 25 %, puis de 30 %, puis de 35 %, etc. , au lieu de poursuivre par 30 % et 40 %.

¹¹ Il ne s'agit pas d'une particularité de l'échantillon, car le même pourcentage calculé sur l'enquête Emploi du quatrième trimestre 2004 s'élève à 35,8 % (et, dans 95 % des cas, le logement abrite au moins un enfant).

La table 1 donne les résultats des probit ordonnés préliminaires, le premier expliquant l'état de santé et le second la satisfaction dans l'emploi. Conformément aux attentes - voir section 4.1, on a bien $\hat{\alpha}_s > 0$ et $\hat{\gamma}_e > 0$.

Du second probit, on déduit une estimation de la qualité de chaque emploi, mesurée par un indice qui a été normé pour varier entre 0 et 1. La figure 3 reproduit la distribution des emplois selon les valeurs de l'indice.

Figure 3 - Distribution des emplois selon leur qualité



Lecture : 2.6% des emplois ont un indice de qualité "autour de" 0.5.

Source : Enquête « Intentions de départ la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM (889 obs. non pondérées)

L'indice de qualité de l'emploi a été introduit dans le modèle expliquant δ^* . Les résultats de l'estimation du modèle sont reportés dans la table 2.

Table 2 - Modèle du seuil d'acceptation

Variabiles	Paramètres estimés
Constante	2.9241 ^{***} (0.466)
Génération (ref = 1950)	
1945	0.354 (0.373)
1946	0.731 ^{**} (0.349)
1947	0.785 ^{**} (0.323)
1948	0.231 (0.280)
1949	0.204 (0.280)
Sexe (ref = homme)	
<i>femme</i>	0.907 ^{***} (0.210)
Situation maritale (ref = personne seule)	
<i>couple</i>	1.139 ^{***} (0.246)
Autre personne dans le logement (ref = aucune)	
<i>au moins une</i>	- 0.359 [*] (0.200)
Diplôme (ref = Aucun ou CEP)	
<i>CAP, BEP ou BEPC</i>	0.362 (0.230)
<i>Bac ou plus</i>	0.097 (0.246)
Indicateur de qualité de l'emploi (variable q)	-3.105 ^{***} (0.671)
Écart-type des résidus (paramètre σ) : 2.452 ^{***} (0.115)	

Les paramètres des indicatrices de région ne sont pas reproduits ici.

Écarts-type entre parenthèses. Seuils de significativité : *** : 1 % ; ** : 5 % ; * : 10 %.

Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM, (889 obs. pondérées)

Ces estimations permettent d'évaluer la capacité prédictive du modèle (expression (12) *supra*). La table 3 donne les écarts entre les valeurs observées et les valeurs prédites par le modèle. Globalement, ils sont relativement faibles.

Table 3 - Capacité prédictive du modèle

Accepteraient de reculer d'un an avec une augmentation de pension inférieure ou égale à ...	Effectifs observés (%) (1)	Effectifs prédits (%) (2)	Ecart (2)-(1)
0 %	13.4 (1.1) ¹	14.8 (0.9) ²	+ 1.4
5 %	23.8 (1.4) ¹	22.2 (1.1) ²	- 1.6
10 %	33.6 (1.6) ¹	31.0 (1.3) ²	- 2.4
15 %	40.3 (1.6) ¹	40.5 (1.5) ²	+ 0.2
20 %	49.7 (1.7) ¹	50.1 (1.6) ²	+ 0.4

¹ : écart-type empirique ; ² : écart-type calculé par la *delta method*.

Lecture : selon l'enquête, 23,8 % des salariés accepteraient de partir un an après la date envisagée si leur pension était augmentée de 5 % ; le modèle économétrique en prédit 22,2 %.

Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM (889 obs. pondérées).

Concernant maintenant les résultats du modèle, rappelons d'abord que, conformément à l'expression (5), un paramètre positif signifie que les salariés ayant la caractéristique qui lui est associée sont plus réticents à reculer leur départ à la retraite (leur seuil d'acceptation est plus élevé). La qualité de l'emploi a donc un impact négatif - significatif à 1 % - sur le seuil d'acceptation δ^* (le paramètre de la variable q vaut -3.105) : un salarié acceptera de décaler son âge de départ à la retraite d'autant plus facilement qu'il occupe un emploi de qualité. Les valeurs des autres paramètres montrent l'hétérogénéité des préférences. Les femmes plus que les hommes, les personnes en couple davantage que les isolé(e)s acceptent moins de décaler d'un an (*i.e.* demandent des augmentations de pension plus élevées). A l'inverse, les salarié(e)s ayant au moins un enfant à leur charge seraient plus facilement prêt(e)s à attendre un an de plus pour partir à la retraite¹². Ces constats sont cohérents avec les réponses à d'autres questions de l'enquête. Ainsi, les femmes ont plus fréquemment que les hommes le sentiment de ne pas du tout pouvoir choisir le moment de partir à la retraite. Les personnes vivant en couple sont plus nombreuses que les personnes seules à déclarer attendre la retraite avec impatience. Enfin, celles ayant encore un ou plusieurs enfants dans leur foyer déclarent plus souvent anticiper des charges effectives de famille au moment de leur retraite.

Il reste à se faire une idée de l'importance du facteur la qualité de l'emploi sur les comportements envisagés. La valeur du paramètre associé à la variable de qualité ne nous dit pas grand chose. La difficulté est que la qualité n'est pas une mesure. Il s'agit d'un index, d'un nombre sans dimension, permettant de classer les emplois selon une échelle de qualité¹³.

On propose de contourner le problème de la manière suivante. Supposons que l'on mène une politique d'amélioration globale de la qualité des emplois en agissant prioritairement sur les moins bons d'entre eux. Cette amélioration devrait conduire à diminuer la sensibilité des comportements envisagés au facteur qualité de l'emploi, ce qui devrait se traduire par une valeur moindre du paramètre qui lui est associé. Supposons alors que cette valeur soit divisée par 2. Autrement dit, la contribution $\theta_q q$ du facteur "qualité" dans l'équation (5) varierait non pas entre -3.105 pour les meilleurs emplois (*i.e.* $q = 1$) et 0 pour les moins bons (*i.e.* $q = 0$), mais entre -3.105 et -1.552. Pour simuler l'impact de cette amélioration, on calcule pour chaque salarié son seuil d'acceptation dans la situation présente¹⁴ :

¹² Ceci montre d'ailleurs les limites des modèles purement individuels de comportement de départ à la retraite.

¹³ ... qui conserve, qui plus est, une part de subjectivité.

¹⁴ Pour chaque salarié, une valeur du résidu est tiré dans la loi normale $N[0, 2.452]$.

$$\delta_i^* = \exp\left[\frac{1}{\beta_0}(x_i\theta + \theta_q q_i + \ln \tau_i + u_i)\right] - 1,$$

et sa valeur contrefactuelle dans la situation de l'amélioration globale des emplois :

$$\tilde{\delta}_i^* = \exp\left[\frac{1}{\beta_0}(x_i\theta + \theta_q q_i + 0.5\theta_q(1 - q_i) + \ln \tau_i + u_i)\right] - 1.$$

On en déduit l'écart $\Delta\delta_i^* = \tilde{\delta}_i^* - \delta_i^*$. La valeur moyenne de ces écarts donne un équivalent monétaire, sous la forme du nombre de points d'augmentation de la pension (de "surcote", si on préfère), de l'amélioration de la qualité des emplois.

Avec les estimations du modèle (table 2), ceci conduit à une valeur moyenne de 6,3 points. On obtiendrait la même modification des comportements envisagés en améliorant la qualité des emplois dans la proportion fixée ci-dessus (diminution de moitié de la contribution du facteur qualité aux intentions de départ), ou en augmentant les pensions en moyenne de 6,3 points.

6. Remarques conclusives

Nous terminerons sur deux séries de remarques. Les premières sont de nature méthodologique, les autres reviennent sur la question des incitations à travailler plus longtemps.

Notons d'abord que nos estimations risquent fort d'être biaisées, car l'échantillon finalement retenu est le résultat d'une double sélection¹⁵. D'abord, l'enquête a ignoré les salariés du secteur privé qui ont ou auront eu des carrières (très) courtes, puisqu'elle a été conduite auprès de celles ou ceux ayant cotisé au moins 25 ans au régime général. Ensuite, elle a ignoré aussi les individus qui ne sont plus en emploi pour des raisons pouvant être liées aux conditions de travail et à leurs effets sur la santé.

Cela étant, l'étude montre l'intérêt d'une approche en termes de préférences exprimées, qui consiste à faire réagir des individus à des scénarios et à récupérer ainsi leurs préférences. Les résultats obtenus encouragent à mettre en place des scénarios plus affinés qui permettraient une meilleure identification des paramètres de la fonction d'utilité, à l'image de ce qu'ont fait Kapteyn, van Soest et Zissimopoulos (2006). D'autant qu'avec cette démarche, on a plus de chances d'approcher les préférences des salariés qu'en observant leurs comportements, qui résultent de l'interaction entre l'offre et la demande de travail.

Nos résultats confirment donc que la qualité de l'emploi joue un rôle sur les comportements, du moins ceux qui sont envisagés, compte non tenu des facteurs non prévus susceptibles de les infléchir ou de les contraindre. Des politiques d'amélioration de la qualité des emplois occupés par les salariés en fin de carrière peuvent les conduire à travailler plus longtemps. Ceci ne fait que confirmer les préconisations que l'on peut tirer des travaux des ergonomes (voir, par exemple, Volkoff et Bardot, 2004). Les moyens d'action sont a priori très variés, à l'image des multiples déterminants de la qualité d'un emploi. A la limite, on peut aussi ne pas toucher aux conditions de travail existant dans l'entreprise et réorienter les seniors vers des emplois moins pénibles. Certes, à partir du moment où la qualité d'un emploi n'est pas mesurable, il n'est pas possible de proposer des plans quantifiables et d'estimer a priori leur impact sur les comportements envisagés. Mais nos simulations en termes d'"équivalent-surcote" laissent penser que l'impact est a priori loin d'être négligeable.

¹⁵ Il y a une troisième sélection, puisque les estimations ont été faites sur les salariés ayant donné l'âge auquel ils envisageaient de partir à la retraite et le taux de remplacement auquel ils pensaient avoir droit. Toutefois, la structure de l'échantillon des répondants à ces deux questions est très proche de celle établie sur l'échantillon total de l'enquête.

Références

- Afsa C. (2007)**, “Interpréter les variables de satisfaction. L’exemple de la durée du travail”, *Document de Travail du Département des Études Économiques d’Ensemble*, INSEE, n° G 2007/10.
- Blanchet D. et T. Debrand (2007)**, “Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne”, *Document de travail du Département des Études Économiques d’Ensemble*, INSEE, n° G 2007/03.
- Blekesaune M. and P.E. Solem (2005)**, “Working conditions and early retirement : A prospective study of retirement behavior”, *Research on Aging*, 27(1).
- Chapman B.J. (1981)**, “Modelling Occupational Choice : Non-pecuniary Employment Attributes and Endogenous Preferences”, *The Journal of Industrial Relations*, vol. 23, n° 2.
- Clark A. (2005)**, “What Makes a Good Job? Evidence from OECD Countries”, in Bazen S., C. Lucifora and W. Salverda (eds.), *Job Quality and Employer Behaviour*, Palgrave.
- Conseil d’orientations des Retraites (2007)**, *Retraites : 20 fiches d’actualisation pour le rendez-vous de 2008*, 5^{ème} rapport, La documentation française.
- Coutrot T. et L. Wolff (2005)**, “L’impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique”, Document de travail de la Dares, n° 97.
- Filer R.K. and P.A. Petri (1988)**, “A Job-Characteristics Theory of Retirement”, *The Review of Economics and Statistics*, 70(1).
- Gouriéroux C., A. Monfort, E. Renault et A. Trognon (1985)**, “Résidus généralisés, résidus simulés et leur utilisation dans les modèles linéaires”, *Annales de l’INSEE*, n° 69/70.
- Gouriéroux C., A. Monfort, E. Renault et A. Trognon (1987)**, “Simulated Residuals”, *Journal of Econometrics*, 34.
- Gustman A.L. and T.L. Steinmeier (1986)**, “A Disaggregated, Structural Analysis of Retirement by Race, Difficulty of Work and Health”, *The Review of Economics and Statistics*, 67(3).
- Gustman A.L. and T.L. Steinmeier (2004)**, “Minimum Hours Constraints, Job Requirements and Retirement”, *NBER Working Paper*, n° 10 876.
- Jolivet A. (2007)**, “Augmenter l’emploi des seniors : comment et avec quelles conséquences?”, *Chronique internationale de l’IRES*, n° 109.
- Kapteyn A., A. van Soest and J. Zissimopoulos (2006)**, “Using Stated Preferences to Analyze Preferences for Full and Partial Retirement”, *IZA Discussion Paper*, n° 2785.
- Lebart L., A. Morineau et M. Piron (1995)**, *Statistique exploratoire multidimensionnelle*, Dunod.
- Luchini S. (2002)**, “De la singularité de la méthode d’évaluation contingente”, *Économie et Statistique*, n° 357-358.
- Quinn J.F. (1977)**, “Microeconomic Determinants of Early Retirement : A Cross-sectional View of White Married Men”, *The Journal of Human Resources*, 12(3).
- Rapport B. (2006)**, “Les incitations financières influent-elles sur les intentions de départ à la retraite des salariés âgés de 55 à 59 ans ?”, *Dossiers Solidarité Santé*, DREES, n° 3.
- Ravallion M. and M. Lokshin (2001)**, “Identifying Welfare Effects from Subjective Questions”, *Economica*, 68.
- Ritter J. and R. Anker (2002)**, “Good jobs, bad jobs: Workers’ evaluations in five countries”, *International Labour Review*, vol. 141, n° 4.
- Siegrist J., M. Wahrendorf, O. von dem Knesebeck, H. Jürges and A. Börsch-Supan (2006)**, “Quality of work, well-being, and intended early retirement of older employees - baseline results from the SHARE Study”, *European Journal of Public Health*, vol. 17, n° 1.
- Sterdyniak H. (2007)**, “La stratégie d’emploi des seniors en Finlande”, in Cornilleau G. et al., *Etude comparative sur les pays européens ayant un taux d’emploi des seniors élevé*, OFCE.
- Volkoff S. et F. Bardot (2004)**, “Départs en retraite, précoces ou tardifs : à quoi tiennent les projets des salariés quinquagénaires ?”, *Gérontologie et Société*, n° 111.

Annexe 1 : construction de l'indicateur d'état de santé

L'indicateur d'état de santé a été construit en utilisant les réponses aux 5 questions suivantes :

Diriez-vous que, d'une manière générale...

[Une réponse par sous-question]

- Souvent
- De temps en temps
- Rarement
- Jamais

[Aléatoire]

1. Vous vous fatiguez vite
2. Vous avez des douleurs physiques
3. Vous vous sentez découragé, abattu
4. Vous vous sentez nerveux, irritable
5. Vous avez des difficultés à vous concentrer

La table A.1 en donne la répartition.

Table A.1 - Répartition des réponses aux 5 items d'état de santé

	Souvent	Parfois	Rarement	Jamais	
Diriez-vous que d'une manière générale ...					
vous vous fatiguez vite	19.8	35.4	21.8	23.0	100.0
vous avez des douleurs physiques	28.4	35.8	17.1	18.6	100.0
vous vous sentez découragé, abattu	8.7	29.3	27.3	34.8	100.0
vous vous sentez nerveux, irritable	19.1	40.9	21.8	18.1	100.0
vous avez des difficultés à vous concentrer	5.7	22.8	23.1	48.4	100.0

Lecture : 18,6 % des personnes interrogées ont déclaré ne jamais avoir de douleurs physiques

Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM (1004 obs.).

Les corrélations des rangs (coefficient de Spearman) de ces variables - dont les modalités sont ordonnées - sont données par la table A.2. Comme attendu, les variables sont toutes positivement corrélées. Les corrélations restent toutefois limitées, aucune ne dépassant 0.45.

Table A.2 - Corrélation entre les 5 items d'état de santé

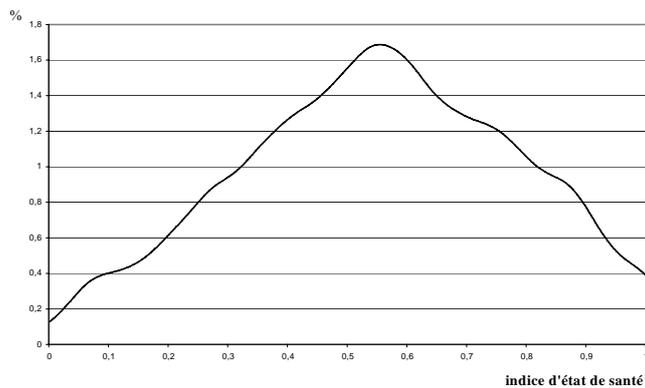
	fatigue	douleurs	découragement	nervosité	concentration
fatigue	1.00				
douleurs	0.45	1.00			
découragement	0.44	0.31	1.00		
nervosité	0.35	0.29	0.43	1.00	
concentration	0.36	0.24	0.39	0.31	1.00

Lecture : la fatigue et la nervosité sont positivement corrélées ; la corrélation est de 0.35.

Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM (1004 obs.).

L'indicateur synthétique d'état de santé résulte d'une analyse en composantes principales de ces 5 items. Il en est une combinaison linéaire, dont les coefficients sont calculés de telle manière que la plage de variation des valeurs de l'indicateur calculées sur tout l'échantillon soit la plus large possible. Sur le plan pratique, on fait prendre à chacune des 5 variables les modalités 1 à 4, modalités qui sont ensuite remplacées par leurs valeurs tirées de la fonction de répartition inverse de la loi normale (pour davantage de détails sur la méthode, voir Lebart & alii, 1995). Tous calculs faits, les poids affectés aux 5 variables sont respectivement 0.218, 0.185, 0.216, 0.192 et 0.189. L'indicateur d'état de santé a

été normalisé, c'est-à-dire contraint à varier entre 0 (niveau d'état de santé le plus faible) et 1 (niveau d'état de santé le plus élevé). La courbe de distribution des valeurs de l'indicateur a la forme suivante :



Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE (1004 obs.).

Annexe 2 : résidus simulés dans le cas d'un probit ordonné

On considère un modèle probit ordonné à J modalités :

$$y_i^* = x_i\beta + u_i$$

où le résidu u suit la loi normale centrée réduite. La variable latente est partiellement observée par la variable y_i qui repère la modalité de l'individu i (dans notre cas, la réponse qu'il a fournie à la question de satisfaction). Les deux variables sont liées par la relation suivante :

$$y_i = j \Leftrightarrow \mu_{j-1} < y_i^* < \mu_j$$

où les μ_j sont des seuils inobservables, avec $\mu_0 = -\infty$, $\mu_J = +\infty$ et $\mu_1 = 0$, seuils qui constituent des paramètres du modèle à estimer au même titre que β .

Pour estimer le résidu simulé attaché à l'individu i , on procède comme suit :

- on estime les paramètres du modèle par le maximum de vraisemblance ; on obtient $\hat{\beta}$ et $\hat{\mu}_j$ pour $j = 2, \dots, J-1$;
- pour chaque individu i , connaissant sa modalité j , on tire un aléa a dans la loi normale centrée réduite, jusqu'à ce que la double inégalité suivante soit vérifiée :

$$\hat{\mu}_{j-1} < x_i\hat{\beta} + a_i < \hat{\mu}_j ;$$

- pour l'individu i , on dispose alors d'une proxy z_i de y_i^* , égale à :

$$z_i = x_i\hat{\beta} + a_i ;$$

- on régresse₂ par la méthode des MCO, les valeurs z_i ainsi obtenues sur les x_i ; on obtient une estimation $\tilde{\beta}$ de β ;
- on en déduit pour chaque individu i la valeur du résidu \tilde{u}_i :

$$\tilde{u}_i = z_i - x_i\tilde{\beta} ;$$

Gourieroux *et alii* (1985 ; 1987) montrent notamment que $\tilde{\beta}$ est un estimateur convergent de β , moins efficace que $\hat{\beta}$.

Annexe 3 : statistiques descriptives sur l'échantillon

Table A.3 - structure de l'échantillon des répondants selon les caractéristiques sociodémographiques retenues

Variables	Effectifs (%)
Région de résidence	100.0
<i>Ile-de-France</i>	30.1
<i>Bourgogne</i>	8.0
<i>Nord</i>	9.9
<i>Lorraine</i>	7.9
<i>Pays de Loire</i>	9.0
<i>Aquitaine</i>	7.9
<i>Rhône-Alpes</i>	18.1
<i>Provence-Alpes-Côte d'Azur</i>	9.1
Génération	100.0
<i>1945</i>	12.3
<i>1946</i>	24.5
<i>1947</i>	14.1
<i>1948</i>	16.3
<i>1949</i>	15.7
<i>1950</i>	17.1
Sexe	100.0
<i>homme</i>	59.4
<i>femme</i>	40.6
Situation maritale	100.0
<i>personne seule</i>	21.5
<i>couple</i>	78.5
Autre personne vivant dans le logement ?	100.0
<i>non</i>	64.9
<i>oui</i>	35.1
Diplôme	100.0
<i>aucun ou CEP</i>	30.1
<i>CAP, BEP ou BEPC</i>	38.7
<i>Bac ou plus</i>	31.2

Lecture : 59.4% des répondants sont des hommes.

Source : Enquête « Intentions de départ la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM (889 obs. non pondérées)