

Souhaiter prendre sa retraite le plus tôt possible : santé, satisfaction au travail et facteurs monétaires

Didier Blanchet* et Thierry Debrand**

Les souhaits des individus en matière d'âge de la retraite sont très différenciés entre pays et au sein même de chaque pays. La proportion d'individus de plus de 50 ans et encore en emploi qui souhaitent prendre leur retraite le plus rapidement possible varie d'environ 30 % aux Pays-Bas à 67 % en Espagne. Cette aspiration à un départ rapide peut dépendre à la fois de facteurs économiques et non économiques. Les facteurs non économiques incluent notamment la satisfaction au travail, la santé ou encore l'espérance de vie : un état de santé dégradé, une faible espérance de vie et un travail peu satisfaisant sont autant de raisons de vouloir prendre sa retraite le plus rapidement possible. Mais ce souhait peut aussi dépendre de facteurs économiques ou monétaires et notamment du barème des droits à retraite. Des prestations élevées dès l'âge d'ouverture des droits permettent d'envisager un départ précoce. Des droits plus faibles ou plus progressifs avec l'âge devraient rendre ce souhait moins fréquent.

En combinant les données de l'enquête *Share* et des indicateurs de structure des droits à retraite par pays récemment proposés par l'OCDE, il est possible d'analyser le rôle conjoint de tous ces facteurs. Au niveau individuel, il apparaît que la santé et la satisfaction au travail constituent des déterminants importants du souhait de prendre sa retraite le plus tôt possible : être globalement satisfait de son travail fait baisser d'environ 16 points la probabilité de souhaiter prendre sa retraite le plus tôt possible, se déclarer en mauvaise ou très mauvaise santé a un effet inverse d'ampleur à peu près comparable. Mais ces facteurs non économiques n'expliquent qu'une part limitée des différences entre pays car leurs moyennes sont trop peu différenciées d'un pays à l'autre. En revanche, les déterminants économiques semblent assez bien rendre compte d'un certain nombre de spécificités nationales.

* Insee, Département des Études Économiques d'Ensemble

** Institut de Recherche et Documentation en Économie de la Santé (Irdes)

Ce travail a bénéficié de présentations en séminaire au D3E, à l'Irdes et au colloque des économistes français de la santé à Dijon en 2006, ainsi qu'à la conférence 2007 de l'European Association of Labour Economists (EALE). Nous remercions les participants à ces séminaires pour leurs remarques, et plus particulièrement Serge Volkoff, ainsi que les deux relecteurs de la revue. Les erreurs subsistantes nous restent imputables.

En matière d'emploi des 50-64 ans, la France se caractérise par un âge de départ à la retraite particulièrement bas, accompagné d'un taux de recours important aux dispositifs de cessation anticipée d'activité (Marioni, 2007). Un courant dominant de la littérature y voit un problème d'offre de travail. Cette littérature met l'accent sur la façon dont les barèmes de retraite créent une incitation monétaire au départ précoce et c'est sur ces barèmes que jouent la plupart des réformes visant à remonter l'âge effectif de la retraite.

Mais l'importance de ces facteurs monétaires et l'efficacité de ces politiques font débat. Il faut d'une part tenir compte des contraintes qui portent sur la demande de travail : le sous-emploi des seniors ne tient pas qu'à leur désir de quitter le marché du travail, il tient aussi aux réticences des employeurs vis-à-vis de cette catégorie de main-d'œuvre. D'autre part, même en se limitant au côté de l'offre, les déterminants monétaires ne sont pas les seuls. Divers facteurs socio-démographiques jouent un rôle et une littérature importante s'intéresse également aux effets de l'état de santé, des conditions de travail ou de la satisfaction au travail (Molinié et Volkoff, 2003 ; Volkoff et Bardot, 2004 ; Creapt-EPHE, 2004 ; Debrand et Lengagne, 2007, ce numéro). La tertiarisation de l'économie n'a pas nécessairement réduit le rôle de ces facteurs car les nouvelles exigences productives ont conduit à l'apparition d'autres types de pénibilité et de pathologies (Askenazy et Caroli, 2003).

Le choix de l'âge de cessation d'activité est donc un processus où interviennent de nombreux facteurs et il est légitime de s'interroger sur les rôles relatifs de ces différents facteurs. Cet article essaye d'éclairer cette question en tirant parti de la première vague de l'enquête *Share* menée en 2004 dans dix pays européens (1). Ce travail est un prolongement d'une première exploitation de l'enquête par Blanchet et Debrand (2005). Il recoupe également le travail récent de Siegrist *et al.* (2007), qui mobilisent eux aussi l'enquête pour évaluer l'effet de la qualité du travail et du bien-être sur les attitudes vis-à-vis de la retraite. Comme dans ces deux études, l'accent sera mis sur les *intentions* de départ en retraite. Les personnes de plus de cinquante ans encore en emploi au moment de l'enquête se voyaient poser la question suivante : « *en pensant à votre emploi actuel, souhaitez-vous prendre votre retraite le plus rapidement possible ?* » (2). L'article se propose d'analyser les déterminants des réponses positives à cette question, qu'il s'agisse des déterminants non monétaires, tels

que l'état de santé ou la satisfaction au travail, ou des déterminants monétaires correspondant à l'effet des barèmes de retraite.

Expliquer les souhaits et les comportements de départ en retraite : quelques repères

Le choix de l'âge de cessation d'activité est au centre d'un réseau de relations complexes qui combine de nombreux facteurs (cf. schéma). Cette complexité s'applique à la fois aux *aspirations* en matière d'âge de départ, qui vont constituer la variable d'intérêt de cette étude, et aux situations d'emploi *effectives* qu'il nous faudra également modéliser pour contrôler l'effet sur les réponses de la sélection dans l'emploi. Dans un cas comme dans l'autre, les déterminants sont à la fois d'ordre économique (incitations monétaires découlant des barèmes de retraite, demande de travail) et non économiques, tels que la santé, la satisfaction au travail ou d'autres facteurs tels que la structure familiale.

De nombreux travaux insistent sur les facteurs économiques ou monétaires

Précisons d'abord le rôle des facteurs économiques (cf. schéma, *relations a et b*). Une littérature importante a été consacrée aux incitations monétaires ou financières découlant du mode de calcul des droits à retraite (cf. Gruber et Wise, 1999 ; Blöndal et Scarpetta, 1998 ; Duval, 2003 ; Hairault *et al.*, 2006). Cette littérature part d'une modélisation du départ en retraite sous forme d'un arbitrage revenu/loisir. Elle considère que l'individu choisit de partir à l'âge où la perte de revenu courant ou actualisé qui découle du départ en retraite équilibre juste le gain obtenu en termes de loisir ou d'inactivité. Ces facteurs monétaires sont eux-mêmes d'une assez grande variété : ils incluent non seulement les droits propres de l'individu, mais aussi son salaire, le patrimoine dont dispose le ménage, les droits propres ou dérivés auxquels peut prétendre le conjoint, ou encore les possibilités de cumul emploi-retraite après liquidation ainsi

1. L'échantillon de cette première vague est en cours d'enrichissement de données belges et israéliennes, l'enquête *Share* ayant été menée en 2005-2006 dans ces deux pays (www.share-project.org).

2. En cas de multiactivité, la question était posée deux fois, pour l'emploi principal et l'emploi secondaire. On ne s'intéresse ici qu'à l'emploi principal.

que la fiscalité. La littérature se centre surtout sur deux caractéristiques principales des droits personnels à retraite qui sont leur niveau et leur relation avec l'âge de départ. Un taux de remplacement élevé est une incitation à partir plus tôt, mais la progressivité du barème en fonction de l'âge de départ joue également : à taux de remplacement donné, un barème pentu dans lequel les droits croissent fortement avec l'âge de liquidation incite au report. À l'inverse, un barème dans lequel les droits cessent de croître au-delà d'un certain âge de liquidation n'incite guère à prolonger l'activité au-delà de cet âge. C'est sur ce type de mécanisme que se focalisent les modèles actuellement utilisés pour simuler ou prévoir les comportements de départ en retraite en France (Bardaji, Sédillot et Walraët, 2003 ; Buffeteau et Godefroy, 2005).

Les contraintes qui existent du côté de la demande de travail sont une autre catégorie de déterminants économiques (cf. schéma, *relation b*). Détailler les raisons qui expliquent la faiblesse de la demande de travail des seniors dépasse l'objet de cet article (Guillemard, 2003 ; Aubert, Blanchet et Blau, 2005). Schématiquement, les réticences des employeurs à garder ou embaucher ce type de travailleurs peuvent tenir à des raisons économiques objectives (moindre productivité, aspirations salariales trop fortes) ou à des préjugés concernant ces caractéristiques socio-économiques de ces travailleurs. Elles peuvent aussi résulter de ce que l'ajustement sur l'emploi des seniors est un moyen socialement mieux accepté de résoudre les problèmes

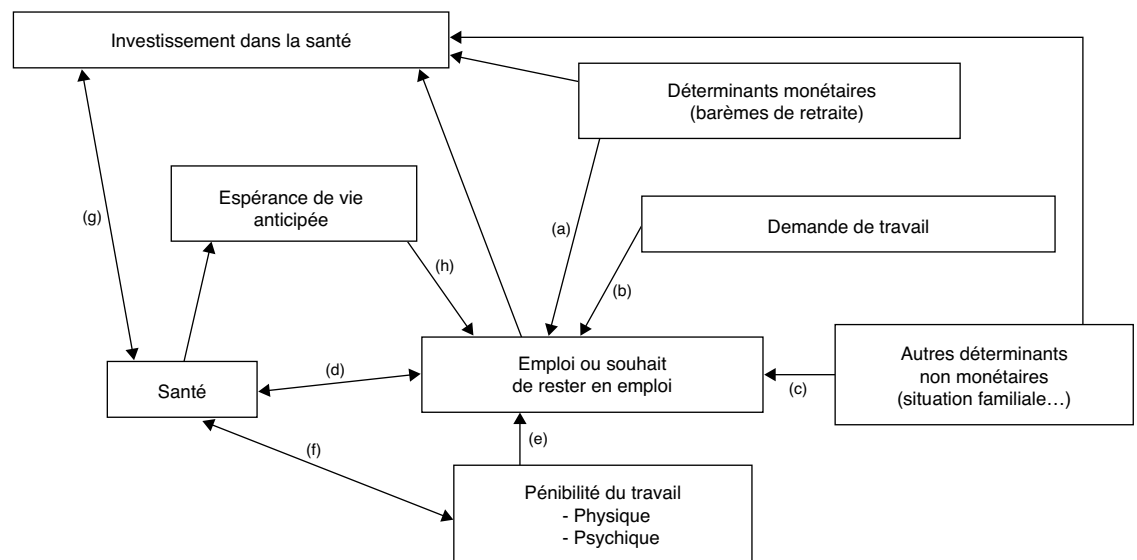
de sur-effectifs globaux. De telles contraintes de demande ne sont pas absentes des modèles appliqués que nous venons de citer. Ces modèles sont certes centrés sur l'offre de travail, mais ils font bien intervenir un risque de chômage de fin de carrière ou des contraintes sur l'âge de liquidation qui saisissent, même si c'est de manière un peu *ad hoc*, une part importante des contraintes se situant du côté de la demande de travail.

En revanche, le reproche que nous pouvons effectivement faire à ces modèles est de ne pas détailler le rôle des différents facteurs non monétaires qui peuvent interférer avec l'arbitrage financier sur l'âge de la retraite. Cette approche regroupe implicitement ces facteurs au sein du paramètre de préférence pour le loisir sans essayer d'en préciser les rôles. L'étude des déterminants non monétaires revient en quelque sorte à essayer de comprendre de quels autres facteurs dépend ce paramètre de préférence (Afsa, 2006).

Les rôles de la santé et des conditions de travail sont également mis en avant

Parmi les déterminants non monétaires doivent d'abord figurer un certain nombre de paramètres socio-démographiques. Le niveau d'études et le type d'emploi occupé affectent en général l'intérêt de cet emploi et peuvent jouer sur les préférences. Les préférences peuvent aussi dépendre de la situation de famille (cf. schéma,

Schéma
Santé, conditions de travail et autres déterminants des souhaits ou du comportement de départ en retraite : un schéma d'ensemble



relation c). Se pose notamment le problème de la coordination des dates de départ à la retraite des conjoints. Les modèles économiques usuels supposent une indépendance des décisions de départ à la retraite des conjoints. L'unité de référence est donc l'individu et non le couple. Or la décision de cesser son activité est rarement individuelle (Hurd, 1990). Il paraît vraisemblable que la préférence pour le « loisir » a plus de valeur si le conjoint n'est déjà plus en activité (il s'agit de l'hypothèse de complémentarité des préférences pour le « loisir »), auquel cas les deux conjoints chercheront à rapprocher leurs dates de cessation d'activité.

La préférence pour le loisir, ou plus exactement la préférence pour l'inactivité, doivent aussi dépendre de la santé et des conditions de travail, et c'est ce qui justifie que ces deux facteurs se trouvent au centre de cette étude (cf. schéma, *relations d et e*). Plusieurs travaux empiriques montrent que l'état de santé, et plus particulièrement l'incapacité, est bien une des variables déterminantes du maintien en emploi des seniors (Currie et Madrian, 1999 ; Dwyer et Mitchell, 1999 ; Kerkhofs *et al.*, 1999 ; Kreider, 1999 ; Bound *et al.*, 1999 ; Campolieti, 2002). S'agissant des conditions de travail, trois aspects sont plus particulièrement à retenir : l'environnement dans lequel les individus travaillent, la nature du travail effectué ou encore l'organisation du travail. Ces conditions de travail sont elles-mêmes en interaction étroite avec l'état de santé (cf. schéma, *relation f*). Un mauvais état de santé rend plus pénibles des conditions de travail données. Inversement, de mauvaises conditions de travail ou une insatisfaction au travail peuvent affecter l'état de santé. Karasek et Theorell (1990) ou Siegrist (1996) ont développé des modèles théoriques qui mettent en évidence l'impact des conditions de travail sur l'état de santé (Debrand et Lengagne, 2007) et la grille d'analyse de la satisfaction au travail utilisée dans l'enquête *Share* que nous utiliserons ici est largement inspirée des travaux de Siegrist.

En fait, nous pouvons parler d'un bouclage *global* entre santé, conditions de travail et statut d'emploi (Strauss et Thomas, 1998). Un mauvais état de santé peut conduire à quitter l'activité plus vite, mais la prolongation de l'activité peut aussi nuire à l'état de santé surtout si elle est associée à des conditions de travail pénibles (cf. schéma, *relation d*). Ceci complique l'identification des effets causaux. Un autre effet de bouclage est mis en avant par Anderson et Burkhauser (1985). La mesure de l'effet de la santé sur l'offre de travail peut être biaisée si on considère à la suite de

Grossman (1972) que l'état de santé résulte lui-même, au moins en partie, du choix des individus (cf. schéma, *relation g*) : l'individu peut consacrer un temps et des ressources plus ou moins importants au maintien de son capital santé, et ce choix peut lui-même être affecté par les ressources ou le statut d'emploi.

Pour finir, une autre variable liée à la santé mais qui a un effet propre sur la décision de départ en retraite est l'espérance de vie anticipée (cf. schéma, *relation h*). Hurd et McGarry (1995) montrent, à partir de l'enquête HRS (*Health and Retirement Survey* - enquête assez proche de *Share* concernant les individus âgés de 50 ans et plus aux États-Unis), que les répondants ont une assez bonne idée de leur probabilité de survie à 75 ans. Ces résultats confirment ceux de Hamermesh (1985). De plus, les individus ajustent leur probabilité subjective en fonction de leurs comportements à risque (obésité, alcool, tabac), de leur état de santé et de leur statut socio-économique. Hurd *et al.* (1999) montrent que, en panel, cette probabilité de survie est liée à l'état de santé mais aussi à la mortalité prédite. McGarry (2004) met en évidence que non seulement cette probabilité subjective de survie est corrélée avec le fait d'être en emploi mais elle est aussi liée avec la probabilité de travailler à plein temps. Il semble donc que les individus ont une idée de leur espérance de vie individuelle et ajustent leur volonté de partir en fonction de cette espérance de vie anticipée (Hurd *et al.*, 2004).

Les facteurs à privilégier dépendent de l'objectif poursuivi

Modéliser exhaustivement le comportement d'emploi des seniors apparaît donc *a priori* assez complexe. Faut-il systématiquement prendre en compte tous les éléments de cette complexité ? Ceci dépend du contexte.

Comme indiqué précédemment, les modèles purement économiques n'ignorent pas le fait que les décisions ne sont pas exclusivement financières. Ils ne supposent pas que les autres paramètres ne jouent pas. Leur seule limite est de ne pas expliciter comment chaque déterminant non monétaire contribue à expliquer la préférence pour le loisir. Une telle simplification reste tout à fait acceptable pour certains usages : par exemple, la simulation des effets d'une réforme de type financier. On peut certes imaginer que la réforme rétroagisse sur ces préférences, par exemple parce que la perspective d'une retraite

plus tardive modifiera les comportements relatifs à la santé (French, 2005). Mais on obtient déjà des résultats intéressants en examinant l'effet de ces réformes sur les comportements à état de santé ou conditions de travail donnés.

Expliciter ces paramètres devient en revanche indispensable si on veut savoir en quoi ils contribuent aux différences de comportements, que ce soit entre individus ou entre pays, comme cela est fait ici. Une telle exploration recoupe le débat sur le poids relatif des contraintes économiques et des préférences dans l'explication des différentiels de taux d'activité entre pays (Prescott, 2004). Elle permet de faire remonter ce débat d'un cran en examinant les facteurs objectifs qui peuvent être sous-jacents à ces écarts apparents de préférences. Quantifier l'impact propre de la santé et des conditions de travail sur les comportements est également nécessaire dès lors qu'on envisage d'agir sur l'âge de la retraite à travers ces deux variables, or une partie des politiques publiques s'orientent actuellement en ce sens.

Les données de l'enquête *Share*

De quelle manière l'enquête *Share* (*Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe*) permet-elle d'aborder ces questions ? L'enquête *Share* est une enquête longitudinale menée auprès d'Européens de 50 ans et plus dont le but est de mieux analyser les problèmes économiques et sociaux liés au vieillissement et de permettre des comparaisons internationales. *Share* s'inspire très largement d'expériences similaires, américaine et britannique : le *Health and Retirement Survey (HRS)*, aux États-Unis, qui en est à sa sixième vague et le panel britannique *Elsa (English Longitudinal Study of Ageing)*. Les questions posées dans le cadre de cette enquête touchent à de nombreux domaines. Les données collectées incluent notamment des variables de santé (état de santé déclaré, tests physiques et cognitifs, comportement en matière de santé et d'utilisation du système de soins), des variables psychologiques (santé mentale, bien-être, satisfaction), des variables socio-économiques (statut professionnel, caractéristiques de l'activité professionnelle, âge de la retraite, ressources financières, niveau de revenu, logement, éducation) et de capital social (soutien familial, transferts financiers, réseaux sociaux, bénévolat...).

L'enquête *Share* a fait l'objet, en 2004, d'une première vague dans dix pays (Allemagne, Autriche, Danemark, Espagne, Grèce, Italie, Pays-Bas, Suède, Suisse et France) au cours de laquelle 16 000 ménages ont été interrogés, soit 22 000 individus. Les premiers travaux issus de l'enquête (*Share 2004*) ont été publiés dans un ouvrage collectif (Börsch-Supan *et al.*, 2005).

Un soin particulier a été accordé à l'harmonisation de la collecte, si bien que le fichier de l'enquête se présente comme un fichier unique couvrant l'ensemble des pays participants. Un tel fichier peut avoir deux usages. L'un est la production de statistiques comparatives. L'autre est d'utiliser les données de l'enquête non pas comme une série d'enquêtes nationales, mais comme un fichier de micro-données harmonisées dans lequel la variabilité internationale n'est pas directement l'objet de la mesure, mais un facteur additionnel de variabilité inter-individuelle permettant l'approfondissement de telle ou telle problématique. La démarche retenue ici relèvera un peu des deux approches, puisque nous allons utiliser la dimension individuelle du fichier pour tester en détail l'incidence de la santé et de divers aspects de la satisfaction au travail sur le souhait de départ en retraite, tout en nous intéressant aux différences de prévalence de ce souhait d'un pays à l'autre.

Mesurer les souhaits de départ en retraite

Pour cette étude, nous n'avons retenu que les individus qui étaient âgés de 50 à 65 ans. Nous avons donc un échantillon constitué de 9 907 individus dont 5 809, soit 58,6 % sont encore en emploi (cf. tableau 1). La catégorie des « hors de l'emploi » concerne les chômeurs, les retraités et les invalides ou en congé de longue maladie. Les personnes au foyer n'ont pas été retenues.

Précisons d'abord le choix de la variable que nous allons chercher à expliquer. Analyser les comportements de départ effectifs aurait été une possibilité, mais ceci oblige à se limiter à des variables explicatives qui sont disponibles à la fois pour les personnes en emploi et les autres. Or l'enquête ne donne qu'une information réduite sur les conditions de travail passées des personnes qui sont déjà retraitées. C'est la raison qui nous a conduit à nous restreindre aux personnes en emploi et à nous intéresser aux *intentions* de départ plutôt qu'aux *réalisations* effectives. Un tel choix conduit à un biais de sélection sur lequel nous aurons à revenir plus

loin, mais ceci permet de disposer d'un plus grand nombre de variables explicatives.

Par ailleurs, les souhaits de départ en retraite de ces personnes en emploi ne sont pas mesurés sous forme d'un âge de retraite désiré, mais à travers la réponse à une question sur le souhait de prendre sa retraite le plus tôt possible : « En pensant à votre emploi actuel, souhaitez-vous prendre votre retraite le plus rapidement possible ? ». La proportion de personnes exprimant ce souhait est croissante du nord au sud de l'Europe, à l'exception de la Suisse. En France, elle est de 57,3 %. Elle culmine à 66,9 % en Espagne, et son niveau est le plus bas aux Pays-Bas, où elle est de 30,2 %. La France se situe donc parmi les pays où le souhait d'un départ rapide en retraite est le plus fréquent (cf. tableau 2).

Satisfaction au travail et état de santé

Une telle variabilité des préférences en matière d'âge de la retraite peut résulter de multiples facteurs (cf. schéma). Les préférences de chaque personne découlent de ses caractéristiques individuelles (son âge, sa formation, son sexe), de son état de santé en relation ou non avec son travail (se déclarer « en bon état de santé » ou « être limité par sa santé pour effectuer son travail », si les salariés ont un travail qu'ils considèrent comme stressant ou physiquement difficile) et enfin des caractéristiques de son travail et de son entreprise.

S'agissant des conditions de travail ou de la satisfaction au travail, la présente étude mobilise l'ensemble des indicateurs proposés dans l'enquête. Il s'agit soit de mesures assez directes de certains facteurs de pénibilité (« *mon travail est*

physiquement pénible », « *je suis constamment sous pression à cause d'une forte charge de travail* », « *j'ai très peu de liberté dans la conduite de mon travail* »), soit de mesures d'interaction entre pénibilité et état de santé (« *Je crains que mon état de santé ne limite ma capacité à travailler dans mon emploi actuel avant l'âge normal de la retraite* »), soit de mesures de satisfaction (ou d'insatisfaction) psychologique (« *J'ai l'opportunité de développer de nouvelles compétences* », « *Je reçois un soutien approprié dans les situations difficiles* », « *Je reçois la reconnaissance que je mérite pour mon travail* »), soit de mesures d'ordre plus matériel (« *Vu tous mes efforts, mon salaire est correct* », « *Mes perspectives d'avancement ne sont pas bonnes* ») (cf. tableau 2). S'y ajoute un indicateur de satisfaction globale (« *Tout bien considéré, mon travail me satisfait* ») et un indicateur du sentiment d'exposition au risque de chômage (« *Mes chances de pouvoir garder mon emploi ne sont pas bonnes* »).

Comment la France se situe-t-elle par rapport aux autres pays du point de vue de ces différents indicateurs ? Les Français sont plus nombreux que la moyenne à faire état d'une faible reconnaissance de leur travail, reconnaissance financière mais surtout non financière : absence de soutien dans les situations difficiles, absence de reconnaissance pour le travail accompli, salaire jugé correct un peu moins fréquemment que dans l'ensemble des dix pays considérés. Ils portent sur leur travail un jugement global un peu moins positif que leurs voisins, avec 88,7 % de satisfaits contre 93,0 % pour la moyenne des autres pays.

En revanche, la France se trouve plutôt bien placée sur d'autres plans. C'est le cas pour la

Tableau 1
L'échantillon retenu

Effectifs en emploi et hors de l'emploi par pays

	En emploi		Hors de l'emploi		Total	
	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%
Autriche	319	34,4	608	65,6	927	9,4
Allemagne	816	56,4	631	43,6	1 447	14,6
Suède	1 152	70,8	475	29,2	1 627	16,4
Pays-Bas	799	66,4	404	33,6	1 203	12,1
Espagne	438	61,3	276	38,7	714	7,2
Italie	425	40,8	617	59,2	1 042	10,5
France	452	57,2	338	42,8	790	8,0
Danemark	566	62,6	338	37,4	904	9,1
Grèce	497	62,5	298	37,5	795	8,0
Suisse	345	75,3	113	24,7	458	4,6
Total	5 809	58,6	4 098	41,4	9 907	100,0

Lecture : l'échantillon est constitué de 9 907 individus ; 58,6 %, soit 5 809 individus, sont encore en emploi.
Champ : individus âgés de 50 à 65 ans.
Source : enquête Share, 2004.

Tableau 2

Conditions de travail, santé, anticipations...**Proportions de réponses positives par pays dans le groupe des 50-64 ans encore en emploi**

En %

	Autriche	Allemagne	Suède	Pays-Bas	Espagne	Italie	France	Danemark	Grèce	Suisse	Total
Variable expliquée											
Souhait de prendre sa retraite le plus rapidement possible	52,4	42,5	41,9	30,2	66,9	59,3	57,3	41,3	56,9	31,6	45,9
Variabes explicatives											
Conditions de travail											
Tout bien considéré, mon travail me satisfait	93,5	93,4	94,9	94,1	92,6	89,7	88,7	95,5	86,5	97,2	93
Mon travail est physiquement pénible	55,5	44,2	43,7	42,9	44,7	65,5	39,8	47,3	60,3	37,2	47,1
Je suis constamment sous pression à cause d'une forte charge de travail	63,8	71,2	54,3	39	49,7	65,1	48,2	59,3	64,1	54,7	56,4
J'ai très peu de liberté dans la conduite de mon travail	36,6	29,1	17,8	18,2	31,8	34	22,4	24,1	34,5	21,5	25,4
J'ai l'opportunité de développer de nouvelles compétences	71,1	75,2	83,4	82,1	55,7	58,6	62,6	85,6	53,8	82,1	73,5
Je reçois un soutien approprié dans les situations difficiles	70,8	74,9	77,6	80,4	77,4	57,8	64,7	79,2	67,3	79,6	74,2
Je reçois la reconnaissance que je mérite pour mon travail	73,4	78,4	77,9	80,5	75,5	61,8	56,1	77,7	70,8	83,8	74,8
Vu tous mes efforts, mon salaire est correct	64	60,4	50,9	69,8	50,6	49	53,4	60,3	54,7	82,9	58,8
Mes perspectives d'avancement ne sont pas bonnes	61,6	69,6	74,3	52,1	68,7	72,6	64,4	67,3	69,2	57	66,4
Mes chances de pouvoir garder mon emploi ne sont pas bonnes	19,9	21,8	19,2	32	13,7	26,7	18,2	18,7	33,1	19,7	22,6
Je crains que mon état de santé ne limite ma capacité de travail dans l'emploi actuel	26,3	20,6	29,6	21,3	54,3	25,9	25,9	24	28,8	9	26,5
État de santé											
Mon état de santé est très bon	33,0	21,4	41,8	27,1	19,0	17,1	23,2	34,7	37,2	44,7	30,4
Mon état de santé est bon	47,0	56,5	36,5	57,8	56,4	56,7	55,5	50,4	50,1	46,0	50,5
Mon état de santé est moyen	18,0	18,8	18,8	14,2	19,0	23,5	17,9	11,8	11,7	8,5	16,5
Mon état de santé est mauvais ou très mauvais	2,0	3,3	2,9	0,9	5,6	2,7	3,4	3,1	1,0	0,8	2,6
Avoir une limitation d'activité	29,6	27,6	30,4	33,0	23,6	19,1	19,8	27,4	10,5	22,3	25,8
Ne pas avoir de maladie chronique	59,4	52,2	51,7	54,0	46,8	47,1	46,2	46,0	50,9	62,0	51,4
Avoir une maladie chronique	25,5	30,1	31,6	30,8	29,6	32,3	31,9	32,0	32,7	25,9	30,6
Avoir au moins 2 maladies chroniques	15,1	17,7	16,7	15,2	23,6	20,6	21,9	22,1	16,4	12,1	18,0
Avoir le sentiment d'être déprimé	13,6	12,7	13,5	12,8	20,9	23,1	27,2	14	13,7	14,9	15,8
Anticipations											
Pour les hommes											
La probabilité que, d'ici ma retraite, le gouvernement baisse le montant de celle-ci est supérieure à 50 %	71,6	70,2	74,9	77,5	59,5	61,9	74,7	64,4	51,5	58,1	68,4
La probabilité que, d'ici ma retraite, le gouvernement augmente l'âge de la retraite est supérieure à 50 %	79,4	75,1	79,5	76,9	57,6	64,6	78,5	67,0	51,7	67,8	71,5
La probabilité que je ne vive pas jusqu'à 75 ans est supérieure à 50 %	23,2	16,1	14,8	16,2	13,2	15,5	17,0	16,1	26,9	17,9	17,0
Pour les femmes											
La probabilité que, d'ici ma retraite, le gouvernement baisse le montant de celle-ci est supérieure à 50 %	80,0	74,8	72,3	85,5	72,4	75,8	72,6	66,8	82,8	66,1	75,3
La probabilité que, d'ici ma retraite, le gouvernement augmente l'âge de la retraite est supérieure à 50 %	84,1	79,5	76,9	82,5	72,7	76,0	74,7	68,7	81,2	76,0	77,4
La probabilité que je ne vive pas jusqu'à 75 ans est supérieure à 50 %	18,0	17,4	12,6	8,6	8,6	11,2	16,8	11,6	12,9	11,0	12,7

→

proportion de seniors ayant encore un emploi qui déclarent leur travail physiquement pénible (39,8 % en France *versus* 47,1 % pour l'ensemble) ou qui se déclarent stressés à la suite d'une trop forte charge de travail. Ce taux est plutôt plus faible qu'ailleurs, ce qui tient à la fois à la sélectivité du marché du travail sur cette tranche d'âge, et au rôle protecteur de l'ancienneté vis-à-vis des conditions de travail les plus pénibles (Pailhé, 2005). De même, en France, la crainte de perte d'emploi en fin de carrière n'est pas spécialement forte, ce qui n'est paradoxal qu'en apparence : le faible taux d'emploi des seniors en France tient surtout aux difficultés qu'ils ont à retrouver un emploi lorsqu'ils l'ont perdu, mais leur probabilité de perdre leur emploi est plutôt plus faible que pour les autres groupes d'âge.

S'agissant de la santé, sa mesure à travers des indicateurs auto-déclarés reste nécessairement imparfaite. Il n'est pas possible d'obtenir dans une enquête une variable mesurant la « vraie santé ». Nous aurions pu nous limiter à l'indicateur de santé perçue. Néanmoins, cet indicateur présente des biais d'auto-déclaration important (Bound, 1991) qui le rendent en partie endogène et risquent de minimiser l'effet de la

santé. Un individu souhaitant partir tôt pourra en effet essayer de rationaliser cette préférence en déclarant un état de santé dégradé, même si la raison effective de son souhait de départ précoce répond à d'autres motivations. Pour tenir compte de ce biais déclaratif et aussi pour éviter que les résultats soient en partie conditionnés par l'usage exclusif d'un indicateur (Thomas et Franck, 2000), nous combinons cette santé auto-déclarée avec d'autres indicateurs qui peuvent être considérés comme plus objectifs : le fait d'avoir des limitations d'activité, le fait d'avoir des maladies chroniques et un indicateur de symptômes dépressifs (Debrand et Lengagne, 2007, ce numéro).

Les déclarations relatives à l'état de santé ne font pas ressortir, en moyenne, une situation significativement plus dégradée par rapport aux autres pays, ce qui est cohérent avec le positionnement de la France en termes d'espérance de vie. La proportion d'individus se déclarant en mauvaise santé est supérieure d'environ 30 % en France par rapport aux autres pays, mais les Français déclarent moins souvent être limités dans leur activité. En revanche, ils sont plus nombreux à se montrer dépressifs. En termes de déclaration de maladies chroniques, ils sont assez proches

Tableau 2 (suite)

	Autriche	Allemagne	Suède	Pays-Bas	Espagne	Italie	France	Danemark	Grèce	Suisse	Total
Autres variables socio-démographiques											
Femme	42,6	47,7	53,3	41,7	40,9	40,4	52,6	47,2	30,5	44,4	45,3
Niveau d'éducation baccalauréat	50,1	50,2	22,5	27,4	17,5	30,3	36,8	44,1	30,5	25,1	32,8
Niveau d'éducation bac + 2	37,4	42,2	39,9	32,6	16,1	19,3	28,9	44,3	31,5	31,7	34,1
Employeur individuel	18,0	15,3	11,9	13,3	25,9	33,2	11,7	18,0	15,3	11,9	13,3
Contribuer à un système de retraite public (uniquement)	21,2	9,6	12,5	47,0	34,7	20,4	15,3	21,2	9,6	12,5	47,0
Contribuer à un système de retraite privé (uniquement)	68,7	63,6	77,1	0,0	60,1	58,3	18,7	68,7	63,6	77,1	0,0
Contribuer à un système de retraite privé et public	2,0	1,7	0,8	0,0	0,8	17,9	0,5	2,0	1,7	0,8	0,0
Contribuer (ou avoir le droit) à un autre système	8,1	25,1	9,6	53,0	4,4	3,4	65,5	8,1	25,1	9,6	53,0
En couple	76,7	83,5	83,8	87,8	78,5	84,3	75,5	81,7	79,6	79,1	82,2
Mon conjoint travaille	30,1	39,6	43,4	38,5	16,1	21,5	43,6	52,5	26,9	39,1	37,0
Mon conjoint ne travaille pas	19,4	22,0	15,6	29,4	23,2	29,6	23,2	15,9	40,0	17,4	23,1
On ne connaît pas l'activité du conjoint	27,2	21,9	24,8	19,9	39,2	33,2	8,7	13,3	12,7	22,6	22,1

Lecture : 56,1 % des Français actifs occupés de 50 à 65 ans sont « d'accord » ou « tout à fait d'accord » pour considérer qu'ils reçoivent la reconnaissance qu'ils méritent pour leur travail. Ce pourcentage est de 74,8 % si on considère l'ensemble des pays.

Pour les variables de conditions de travail, les réponses ont été recueillies en quatre modalités (« tout à fait d'accord », « d'accord », « pas d'accord », « pas du tout d'accord »). Elles ont été transformées en variables bimodales. Les pourcentages reportés sont des pourcentages de réponses « d'accord » ou « tout à fait d'accord » à chacune des propositions. Pour les variables d'anticipation, l'enquête a procédé à un recueil direct de probabilités subjectives et on a ventilé la population selon que ces probabilités recueillies étaient supérieures ou inférieures à 50 %. Pour les autres variables, les réponses étaient dichotomiques et les pourcentages sont les pourcentages de réponses positives.

Champ : 5 809 individus âgés de 50 à 65 ans encore en emploi.

Source : enquête Share, 2004.

de la moyenne européenne. La France a également un classement moyen en termes de crainte de faire face à des problèmes de santé limitant la capacité de travail avant l'âge de la retraite.

D'autres déterminants non monétaires

En complément de ces variables de santé et de satisfaction au travail, nous mobilisons quelques déterminants individuels supplémentaires (cf. tableau 2). Ceci inclut les déterminants socio-démographiques usuels : niveau de diplôme, le fait d'être travailleur indépendant plutôt que salarié, le statut matrimonial et l'activité du conjoint. Ces deux dernières variables offrent un contrôle sommaire du caractère collectif des préférences sur l'âge de départ au sein du ménage, dont le rôle a été discuté plus haut.

Nous avons également mentionné la place que donne la littérature aux anticipations, et notamment aux anticipations d'espérance de vie. On pourrait faire l'hypothèse que cette variable est partiellement saisie à travers l'état de santé subjectif. Mais, dans la mesure où l'enquête en donne aussi une mesure directe, nous l'avons introduite explicitement, en distinguant les hommes des femmes. La question posée concerne la probabilité subjective de ne pas atteindre l'âge de 75 ans ou plus. 17,0 % des hommes considèrent cette probabilité supérieure à 50 %, cette proportion variant de 13,2 % en Espagne à 23,2 % en Autriche. En France, cette proportion est de 17,0 %. Ces proportions sont respectivement pour les femmes de 12,7 %, 8,6 %, 18 % et 16,8 %. Nous nous attendons à ce que les salariés qui anticipent une durée de vie courte, que ce soit à tort ou à raison, expriment une préférence plus élevée pour la retraite précoce.

Deux autres variables d'anticipation qui ont été mobilisées concernent les modifications à venir du système de retraite. Deux questions sont posées aux individus encore non retraités : « *quelle est la probabilité que d'ici votre départ en retraite, le gouvernement abaisse le montant de la pension à laquelle vous avez droit ?* » et « *quelle est la probabilité que le gouvernement augmente l'âge de la retraite avant que vous ne soyez parti à la retraite ?* ». On calcule la proportion de personnes qui évaluent cette probabilité à plus de 50 %. Elle est de 68,4 % pour la question concernant le niveau des retraites, et de 71,5 % pour la question relative à l'âge de la retraite pour les hommes et de 75,3 % et de 77,4 % pour les femmes. Ces deux proportions sont légèrement plus fortes pour les Français

(74,7 % et 78,5 %), un peu plus faible pour les Françaises (72,6 % et 74,7 %). On rappelle que l'enquête a été conduite en 2004, soit un an après la réforme des retraites de 2003. Il est difficile de dire si les craintes exprimées sur les droits intègrent les effets attendus de cette réforme ou seulement les effets additionnels des réformes à venir. Mais, dans un cas comme dans l'autre, il est intéressant de tester leur impact sur le fait de souhaiter partir le plus tôt possible.

Les effets des déterminants non monétaires : une première analyse

Nos deux premiers objectifs sont d'identifier le rôle de l'état de santé ou de la satisfaction au travail en tant que déterminants individuels du souhait de partir en retraite le plus rapidement possible et de tester la contribution de ces facteurs aux disparités internationales de fréquence de cette préférence. Les écarts entre pays présentés dans le tableau 1 sont-ils réductibles à des différences internationales quant à l'état de santé moyen ou aux conditions générales de travail, ou alors des effets nationaux subsistent-ils après la prise en compte de ces facteurs explicatifs ?

Des effets significatifs et conformes aux attentes...

Nous nous centrerons d'abord sur l'analyse individuelle, en examinant les résultats d'une approche économétrique élémentaire sans correction des biais de sélection ni contrôle de l'effet des incitations financières (modèle dit « M1 » correspondant au modèle utilisé dans Blanchet et Debrand, 2005) (cf. tableau 3, première colonne et graphiques I à III).

Il ressort de ce premier modèle que les variables les plus discriminantes vis-à-vis du souhait d'un départ rapide sont la satisfaction globale au travail et la crainte que des problèmes de santé ne limitent la capacité de travail avant l'âge normal de la retraite : être globalement satisfait de son travail réduit de 16,4 points la probabilité de souhaiter partir au plus tôt (cf. graphique I) ; craindre d'être limité par un problème de santé accroît cette même probabilité de 14,3 points. Les effets sont plus faibles mais restent en général significatifs et du sens attendu pour les autres variables. Par exemple, avoir de faibles

perspectives d'avancement augmente cette probabilité de 7,8 points et le fait d'avoir peu de liberté dans son travail l'augmente de 5,4 points, alors que recevoir une reconnaissance méritée

pour son travail la fait baisser de 6,7 points. La pénibilité physique ou le stress résultant de la charge de travail renforcent aussi le souhait de partir le plus tôt possible, de 2,6 (significatif à

Tableau 3

Les déterminants de la probabilité de souhaiter prendre sa retraite le plus rapidement possible (équations d'intérêt)

Variable expliquée : souhaiter prendre sa retraite le plus rapidement possible	Probit simple M1		Heckman Probit M2	
	Effet marginal		Effet marginal	
	estimé	t-stat	estimé	t-stat
Satisfaction au travail				
Tout bien considéré, mon travail me satisfait	- 16,4**	- 5,3	- 16,2**	- 5,2
Mon travail est physiquement pénible	2,6*	1,7	2,9*	1,9
Je suis constamment sous pression à cause d'une forte charge de travail	4,7**	3,1	4,4**	3,0
J'ai très peu de liberté dans la conduite de mon travail	5,4**	3,1	5,2**	3,1
J'ai l'opportunité de développer de nouvelles compétences	- 4,0**	- 2,3	- 4,4**	- 2,5
Je reçois un soutien approprié dans les situations difficiles	- 3,6**	- 2,0	- 3,7**	- 2,1
Je reçois la reconnaissance que je mérite pour mon travail	- 6,7**	- 3,6	- 6,4**	- 3,5
Vu tous mes efforts, mon salaire est correct	- 5,4**	- 3,5	- 5,5**	- 3,6
Mes perspectives d'avancement ne sont pas bonnes	7,8**	4,9	7,8**	5,0
Mes chances de pouvoir garder mon emploi ne sont pas bonnes	2,7	1,5	2,7	1,5
Je crains que mon état de santé ne limite ma capacité de travail dans l'emploi actuel	14,3**	8,0	13,8**	7,7
État de santé subjectif				
Mon état de santé est bon	6,2**	3,6	6,3**	3,8
Mon état de santé est moyen	6,5**	2,5	8,1**	3,2
Mon état de santé est mauvais ou très mauvais	11,4**	2,1	17,1**	3,5
Avoir une limitation d'activité	0,4	0,2	1,8	1,0
Avoir une maladie chronique	2,6	1,6	3,2**	1,9
Avoir au moins deux maladies chroniques	3,3	1,5	4,6**	2,2
Avoir le sentiment d'être déprimé	- 0,6	- 0,3	- 0,3	- 0,2
Anticipations				
Crainte d'une baisse du montant de la retraite (hommes)	2,8	1,3	2,0	0,9
Crainte d'une hausse de l'âge de la retraite (hommes)	1,0	0,5	0,4	0,2
Crainte de décéder avant 75 ans (hommes)	7,9**	3,8	7,6**	3,8
Crainte d'une baisse du montant de la retraite (femmes)	- 3,6	- 1,5	- 4,1*	- 1,8
Crainte d'une hausse de l'âge de la retraite (femmes)	- 1,2	- 0,5	- 1,6	- 0,7
Crainte de décéder avant 75 ans (femmes)	2,8	1,2	2,7	1,2
Autres variables				
Femme	- 8,1**	- 3,2	- 7,6**	- 3,0
Niveau d'éducation baccalauréat	- 1,2**	- 0,6	- 2,2	- 1,2
Niveau d'éducation baccalauréat + 2	- 8,1**	- 4,3	- 9,7**	- 5,0
Travailleur indépendant	- 10,6**	- 5,4	- 12,7**	- 6,3
Contribuer (ou avoir le droit) à un autre système	0,05	0,02	0,3	0,1
Contribuer à un système de retraite public (uniquement)	1,2	0,3	1,2	0,3
Contribuer à un système de retraite privé et public	4,4	1,1	4,1	1,1
Mon conjoint travaille	11,3**	5,5	10,3**	5,1
Mon conjoint ne travaille pas	7,1**	3,1	7,4**	3,3
On ne connaît pas l'activité du conjoint	7,8**	3,4	7,6**	3,4
Pays				
Allemagne	4,8	1,3	5,9**	1,6
Autriche	16,0**	3,7	18,9**	4,9
Suède	4,7	1,3	4,7**	1,3
Pays- Bas	- 4,3	- 1,0	- 4,0**	- 0,9
Espagne	26,3**	6,4	25,0**	7,4
Italie	18,2**	4,4	19,6**	5,3
France	16,5**	4,2	17,1**	4,8
Danemark	3,5	0,9	4,2**	1,1
Grèce	19,3**	4,7	19,4**	5,4
Constante	- 0,143	- 0,9	0,01	0,1
Log-vraisemblance	- 3 424		- 3 482	
Test de dépendance (p)			- 0,25**	18,0

Lecture : les coefficients correspondent à des effets marginaux, c'est-à-dire qu'ils donnent la variation du pourcentage d'individus souhaitant partir le plus rapidement possible, pour un passage de la modalité « non » à la modalité « oui » de chacune des variables explicatives, sauf sans le cas de la santé où la modalité de référence est l'état de santé « très bon ». Par exemple, déclarer de faibles perspectives d'avancement augmente d'environ 7,8 points de pourcentage la probabilité de vouloir partir en retraite le plus rapidement possible, quel que soit le modèle considéré

Seuils de significativité : *** significatif au seuil de 1 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; * significatif au seuil de 10 %.

Champ : personnes en emploi et âgées de 50 à 65 ans.

Source : enquête Share, 2004.

10 %) et 4,7 points. En revanche, la satisfaction en matière de salaire n'intervient pas comme un des facteurs les plus déterminants : son impact est négatif sur le souhait de partir rapidement, mais de seulement 5,4 points. Ainsi, plus que la rémunération ou la pénibilité au travail, c'est la satisfaction générale, la reconnaissance, l'insertion dans l'entreprise et les craintes par rapport à son état de santé futur qui ont le plus d'impact sur le souhait de partir le plus tôt possible.

L'état de santé des individus est lui aussi corrélé avec ce souhait. Être en mauvais ou très mauvais état de santé est lié à une augmentation de ce dernier de plus de 11 points (cf. graphique II). Il existe aussi un effet des maladies chroniques. En revanche, la limitation d'activité et le score de dépression n'ont pas d'impact sur le souhait de cessation rapide.

S'agissant des anticipations de survie, elles ont aussi l'effet attendu sur le souhait de partir au plus tôt, même si l'effet n'est statistiquement significatif que pour les hommes. Pour ceux-ci, penser que l'on a plus d'une chance sur deux de décéder avant 75 ans augmente de 7,9 points la probabilité de souhaiter partir à la retraite le plus tôt possible. S'agissant des anticipations de

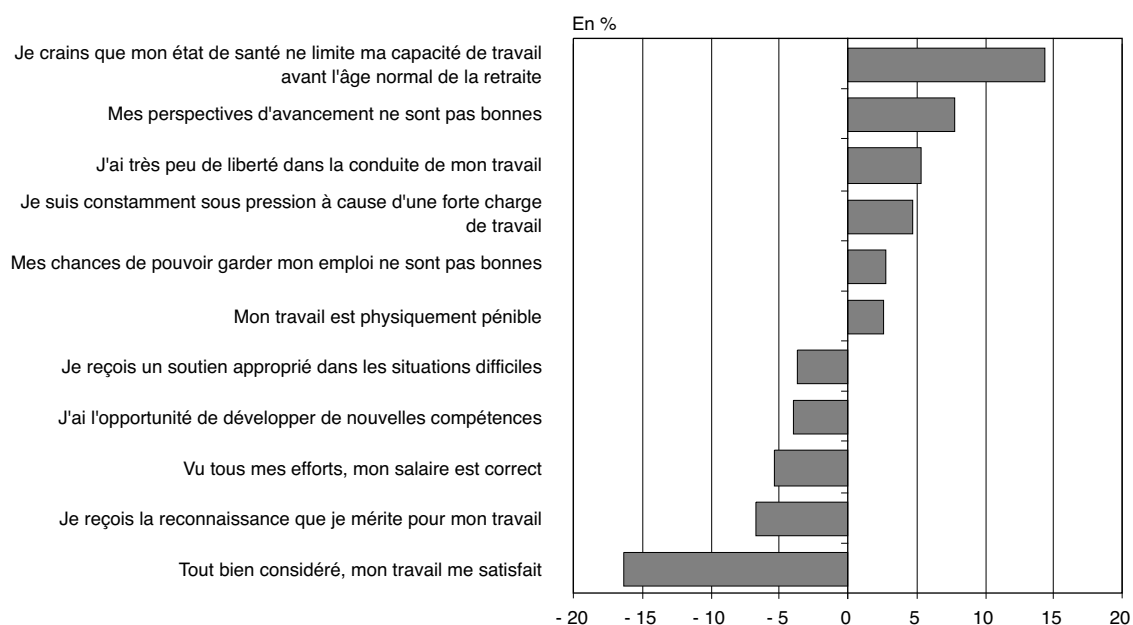
baisse des droits à retraite ou de modifications de l'âge de départ, les effets sont non significatifs.

En ce qui concerne les caractéristiques intrinsèques à l'individu, nous retrouvons des déterminants classiques (cf. graphique III) : le niveau d'études influence négativement le souhait d'un départ rapide et les femmes qui sont en activité sont plus nombreuses que les hommes à souhaiter y rester. Les individus qui vivent en couple ont envie de partir plus tôt que les autres surtout si le conjoint est lui-même retraité. Le fait de contribuer à un système public de retraite semble influencer positivement sur ce souhait. En revanche, dans ce premier modèle, le type de système de retraite auquel contribuent les individus ne joue pas de rôle significatif.

... qui sont robustes à un contrôle des biais de sélection

Ce modèle fait ressortir les effets attendus, mais la première critique que l'on peut lui adresser est de ne concerner que les individus en emploi et d'ignorer ce qu'ont été les raisons du départ en retraite pour les individus déjà retraités. Cette sélection peut biaiser l'estimation de l'impact des différents facteurs explicatifs dès lors que le souhait de partir au plus

Graphique I
Effets de la satisfaction au travail sur la probabilité de souhaiter prendre sa retraite le plus rapidement possible (modèle M1)



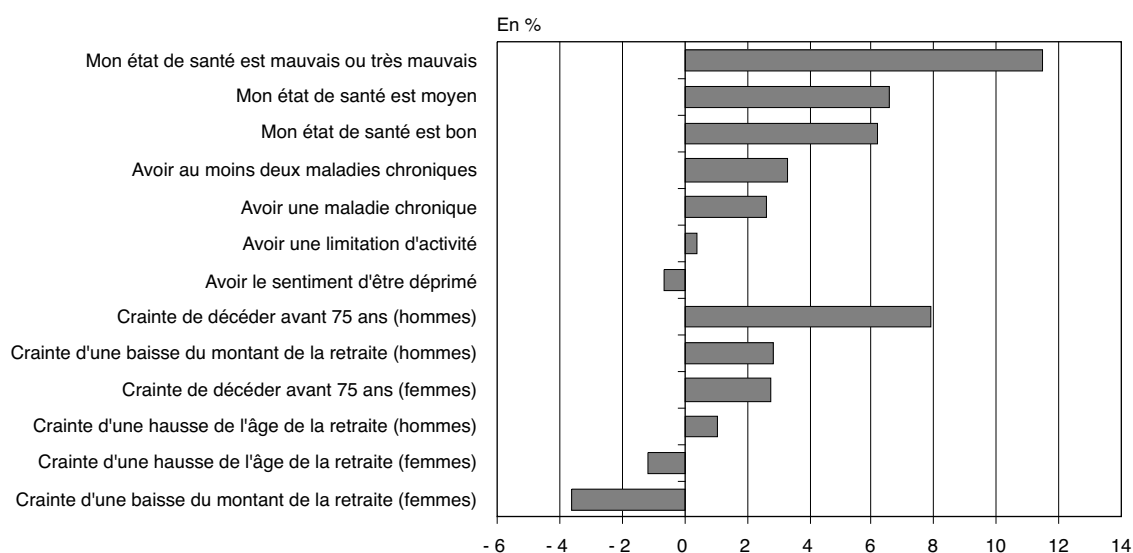
Lecture : être globalement satisfait de son travail réduit de 16,4 points la probabilité de vouloir partir au plus tôt (par exemple de 50 à 34,6 %).
Champ : personnes en emploi de 50 à 64 ans.
Source : enquête Share, 2004 ; calculs des auteurs.

vite dépend non seulement des facteurs observables dont nous testons l'effet mais aussi de facteurs non mesurés.

Précisons le mécanisme. Supposons que les souhaits des individus dépendent à la fois des déterminants mesurés et d'une préférence pure pour le loisir qui n'est pas observée. Les individus encore en emploi mais en mauvaise santé seront en principe des individus pour qui

cette préférence pure pour le loisir est la plus faible : s'ils sont encore en emploi malgré leur mauvaise santé, c'est le signe d'un attachement particulier à leur travail. En se limitant aux individus qui sont encore en emploi, nous sous-estimons donc l'effet de la santé sur les souhaits de départ en retraite, puisque nous nous limitons à des individus pour qui cet effet de la santé est moins déterminant que pour l'ensemble de la population.

Graphique II
Effets de l'état de santé et des anticipations sur la probabilité de souhaiter prendre sa retraite le plus rapidement possible (modèle M1)

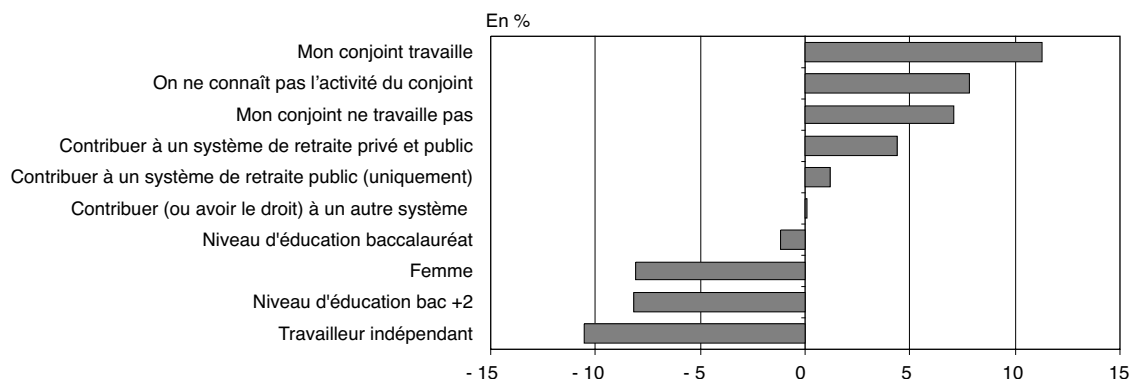


Lecture : déclarer un « bon » état de santé augmente de 6 points de pourcentage la probabilité de vouloir partir en retraite au plus tôt relativement à un individu se déclarant en « très bonne » santé. Considérer qu'on a plus d'une chance sur deux de décéder avant 75 ans augmente la même probabilité de près de 7,9 points si on est un homme et de 2,8 points si on est une femme.

Champ : personnes en emploi de 50 à 64 ans.

Source : enquête Share, 2004 ; calcul des auteurs.

Graphique III
Probabilité de souhaiter prendre sa retraite le plus rapidement possible : effet des autres variables explicatives (modèle M1)



Lecture : avoir un niveau d'éducation équivalent à bac + 2 réduit de 8,1 points la probabilité de vouloir partir en retraite au plus tôt relativement à un individu de niveau inférieur au bac.

Champ : personnes en emploi de 50 à 64 ans.

Source : enquête Share, 2004 ; calculs des auteurs.

Pour tenter de résoudre ce problème, il est nécessaire d'utiliser deux équations. L'une est celle qui modélise le souhait de partir le plus tôt possible (*équation d'intérêt*), l'autre modélise le fait d'être en situation d'exprimer cette préférence, c'est-à-dire d'être encore en emploi (*équation de sélection*). Les deux équations sont estimées conjointement en tenant compte de la corrélation ρ entre leurs résidus (cf. encadré 1).

Quelles variables introduire dans l'équation de sélection ? *A priori*, tous les déterminants des aspirations sont des déterminants des comportements effectifs. Dans l'équation de sélection est introduit l'ensemble des variables déjà utilisées, ou tout du moins l'ensemble de celles qui sont disponibles à la fois pour les actifs occupés et les inactifs, c'est-à-dire l'ensemble des variables du modèle M1 sauf les variables de satisfaction au travail qui ne sont disponibles que pour les personnes en emploi. Mais utiliser une équation de sélection dont la liste de variables explicatives est strictement incluse dans l'ensemble des variables de l'équation d'intérêt peut conduire à des estimations fragiles et il est préférable de compléter cette équation de sélection avec des variables additionnelles qui ne figurent pas dans l'équation d'intérêt.

Une première variable qu'on a ajoutée à l'équation de sélection est le type d'emploi antérieur : emploi salarié du public ou du privé, en sus de la distinction salarié/indépendant qui figure déjà dans l'équation d'intérêt. On peut certes arguer que cette variable peut aussi affecter directement les aspirations en matière d'âge de départ. Mais notre hypothèse est que si le type d'emploi a une incidence sur les préférences, celle-ci passe *a priori* par les conditions de travail dont l'effet est capté directement dans l'équation d'intérêt. Il s'avère que, de fait, l'introduction de la distinction public/privé dans l'équation d'intérêt conduit à un résultat non significatif.

Une seconde variable additionnelle de l'équation de sélection sera l'âge. L'âge est évidemment un déterminant important du fait d'être encore en emploi. L'hypothèse sous-jacente est que l'âge est moins décisif pour le souhait de partir au plus vite. À la limite, si les individus sont temporellement cohérents, le fait de souhaiter partir en retraite le plus tôt possible devrait être totalement indépendant de leur âge. Par exemple si l'âge minimal est de 60 ans, un individu qui veut partir dès cet âge dira souhaiter partir le plus vite possible qu'on l'interroge à 50 ans, à 51 ans ou à n'importe

quel âge compris entre 50 et 60 ans. Cette hypothèse est évidemment un peu extrême : au fur et à mesure que l'individu avance en âge, il subit des chocs de santé ou de productivité qui font évoluer ses souhaits de départ en retraite. Mais elle se trouve plutôt confortée par le fait que l'âge ne ressort quasiment pas lorsque nous l'introduisons directement dans l'équation d'intérêt. L'âge ne ressort que pour la tranche des 64 à 65 ans et même dans ce cas, il n'est que faiblement significatif (à seulement 10 %).

En sus de ces variables d'âge et de statut d'emploi, l'équation de sélection inclut également le décile de revenu relatif des individus à l'intérieur de chaque pays. On appellera modèle M2 cette variante du modèle M1 qui corrige le biais de sélection. Les résultats de l'équation de sélection sont donnés en première colonne du tableau en annexe. Les coefficients de cette équation de sélection ressortent avec les signes attendus. Ils confirment aussi que le modèle M1 était bien sujet à un biais de sélection en examinant la corrélation ρ qui est donnée en dernière ligne du tableau 3. Elle est négative et significative, ce qui suggère qu'il existe effectivement des facteurs inobservés qui affectent à la fois l'aspiration à la retraite précoce dans un sens positif et le statut courant d'emploi dans un sens négatif.

Du coup, on doit s'attendre à ce que la prise en compte de la sélection modifie les résultats du modèle M1. C'est bien ce qui se produit pour certaines des variables et d'une façon qui est conforme aux attentes. Comme anticipé, l'effet de la santé est plus net lorsqu'on corrige le biais de sélection : il y a un fort redressement du coefficient de l'état de santé subjectif et l'effet de la présence de maladies chroniques devient significatif. En dehors de ces corrections, les coefficients des autres variables sont peu modifiés par la procédure en deux étapes. Les variables significatives le restent, à l'exclusion de la pénibilité physique du travail et de la modalité « baccalauréat » du niveau d'éducation. Seules quelques variables initialement non significatives le deviennent dont la crainte d'une baisse du montant de la retraite, du moins pour les femmes. Ce dernier résultat est intéressant. L'idée que les départs précoces puissent être motivés par la crainte de nouvelles réductions des droits sous l'effet de nouvelles réformes est souvent avancée dans le cas français. Elle serait l'un des freins à l'efficacité des mesures d'encouragement au report introduites en 2003.

Encadré 1

MODÈLE À SÉLECTION ENDOGÈNE

L'équation que nous cherchons à estimer peut s'écrire :

$$y = I_{y^* > 0} \text{ avec } y^* = X'_y \beta_y + D\alpha_y + \varepsilon_y$$

$$\text{et } \varepsilon_y \rightarrow N(0, \sigma_{\varepsilon_y}^2) \quad (1)$$

avec y^* une variable latente décrivant les aspirations en matière d'âge de la retraite, X'_y un vecteur de variables décrivant en partie les caractéristiques observables de chacun des individus et D la matrice des variables indicatrices du pays. De manière plus précise, on peut par exemple considérer que y^* représente l'écart entre l'âge minimal d'accès à la retraite et l'âge souhaité idéalement. Si l'écart est positif, l'individu déclarera effectivement souhaiter partir le plus rapidement possible. Cette équation est « l'équation d'intérêt » de notre travail.

Le modèle M1 consiste à estimer directement cette régression de type *Probit* simple sans tenir compte de ce que le statut d'emploi est lui-même endogène. La sélection dans l'emploi peut être à son tour décrite par une deuxième équation dite « équation de sélection » qui a pour forme :

$$p = I_{p^* > 0} \text{ avec } p^* = X'_p \beta_p + D\alpha_p + \varepsilon_p$$

$$\text{et } \varepsilon_p \rightarrow N(0, \sigma_{\varepsilon_p}^2) \quad (2)$$

où p est une variable dichotomique telle que $p = 1$ si l'individu participe au marché du travail et $p = 0$ sinon et p^* la variable latente déterminant cette participation.

On note ρ le coefficient de corrélation entre les résidus ε_y et ε_p des équations (1) et (2). S'il est nul, on peut estimer la première équation sans tenir compte de la seconde.

Dans le cas contraire, il faut procéder à une estimation jointe. Il s'agit en fait d'un modèle de choix discret avec trois modalités : (a) hors de l'emploi, (b) en emploi et souhaitant partir en retraite le plus rapidement possible et (c) en emploi et ne souhaitant pas partir en retraite le plus rapidement possible (cf. par exemple Greene, 2000, pp. 713-714). Ce modèle est la transposition au cas d'une variable discrète du modèle d'Heckman dans lequel l'équation d'intérêt est une équation à variable dépendante continue.

L'estimation est réalisée par la méthode du maximum de vraisemblance en utilisant la procédure HECKPROB du logiciel Stata (StataCorp, 2001). Une fois réalisée cette estimation, on peut tester *a posteriori* l'égalité à zéro du coefficient de corrélation ρ .

La procédure HECKPROB est mise en œuvre pour les modèles M2 à M5 du texte. Le modèle M2 utilise les mêmes variables explicatives que le modèle M1, y compris les indicatrices de pays. Les modèles M4 et M5 sont deux modèles incluant également des variables « monétaires » mesurant les effets incitatifs des barèmes de retraite nationaux. L'introduction de ces variables conduit à retirer les indicatrices de pays (risque de colinéarité) et à estimer les effets pays par moyennes nationales des résidus ε_y de l'équation (1).

Le modèle M3 est un modèle sans indicatrices de pays et sans variables « monétaires ». Il sert à construire des effets pays sans contrôle des variables monétaires qui seront plus directement comparables aux effets des modèles M4 et M5 que les effets pays calculés par indicatrices dans les modèles M1 et M2. Les caractéristiques de ces différents modèles sont résumées dans le tableau A.

Tableau A
Caractéristiques résumées des cinq modèles

Nom du modèle	Variables de l'équation d'intérêt	Variables de l'équation de sélection	Identification des effets pays sur la variable d'intérêt
Probit simple M1	Variables non monétaires	Pas de contrôle de la sélection	Par indicatrices-pays
Heckman-Probit M2		Variables non monétaires+âge+revenu et type d'emploi antérieur	
Heckman-Probit M3			Variables monétaires et non monétaires
Heckman-Probit M4	Variables monétaires et non monétaires+âge+revenu et type d'emploi antérieur		
Heckman-Probit M5			

Réintroduire les déterminants monétaires

Globalement, le modèle M2 renforce donc les messages du modèle M1. Les déterminants non monétaires que sont la santé et la satisfaction au travail affectent très significati-

vement les aspirations en matière d'âge de la retraite. Pour autant, ceci n'implique pas que ces variables seront aptes à rendre compte des écarts de préférence pour la retraite précoce entre pays.

Reprenons par exemple le cas de la France où la préférence pour la retraite précoce était supé-

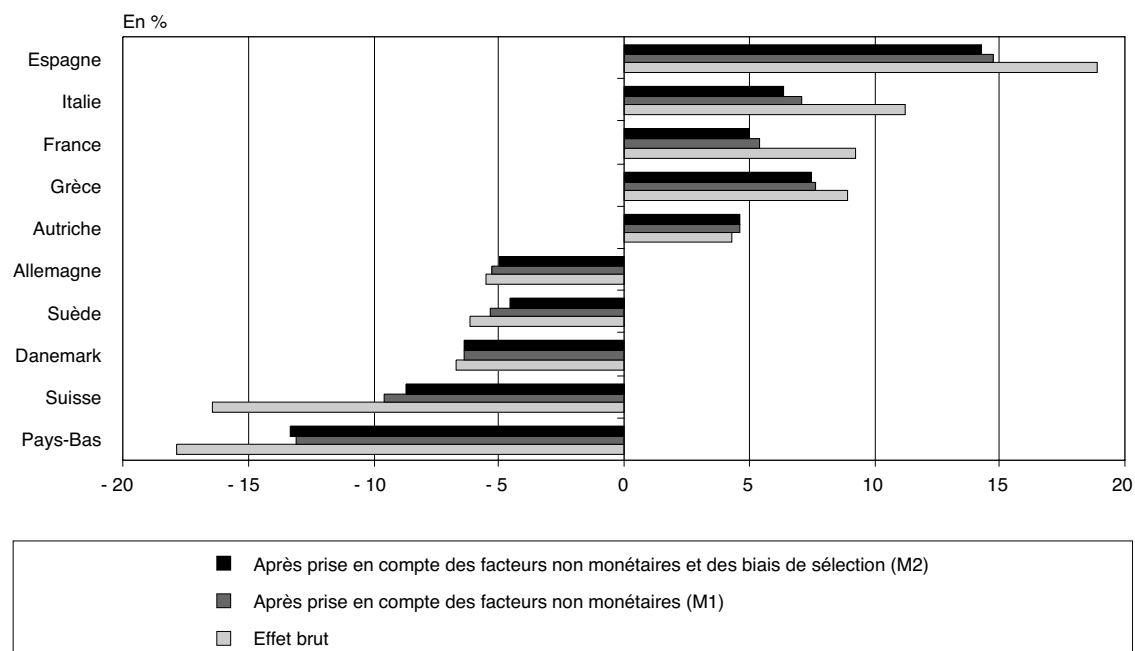
rieure à la moyenne. Les données descriptives montraient certes que certaines caractéristiques des travailleurs français allaient dans le sens d'une telle préférence pour la retraite précoce. C'était notamment le cas de la plus faible satisfaction globale dans l'emploi. Mais la France est en revanche bien placée pour des facteurs jouant en sens inverse, tels que l'état de santé. Au final, il n'est donc pas sûr que la plus forte préférence pour la retraite précoce qu'on observe en France va pouvoir se réduire à l'effet conjoint de la satisfaction au travail et de l'état de santé moyens observés dans le pays.

C'est exactement le message qui ressort de la comparaison des différentiels bruts entre pays (cf. tableau 2) et des effets-pays correspondant aux indicatrices de pays des régressions M1 et M2 (cf. tableau 3). Ces dernières s'interprètent comme ce qui reste des spécificités nationales après élimination de ce qui découle des écarts de conditions de travail, de santé, d'espérance de vie et des autres variables socio-démographiques présentes dans ces modèles M1 et M2. La comparaison graphique des effets bruts et des effets après contrôles montre que les seconds sont certes plus faibles, mais demeurent quand même de grande ampleur (cf. graphique IV où

les pays sont classés par ordre d'effets bruts croissants). Par exemple, la propension à souhaiter prendre sa retraite le plus rapidement possible était 18 points au-dessus de la moyenne pour l'Espagne avant contrôles. Elle reste d'environ 14 points après contrôles. Pour la France, les chiffres correspondants sont de 9 et 5-6 points de pourcentage pour les effets bruts et contrôlés. Globalement, la hiérarchie des pays est la même avec et sans contrôle : la correction des effets santé et satisfaction au travail amortit les écarts entre pays mais sans les éliminer ni en changer le sens.

Une telle limite de l'explication par les déterminants non monétaires invite à se pencher sur la question des déterminants monétaires car ceux-ci sont très différenciés d'un pays à l'autre et des travaux antérieurs avaient suggéré qu'ils rendent bien compte des écarts de taux d'emploi des seniors entre pays (Gruber et Wise, 1999 ; Blöndal et Scarpetta, 1998 ; Duval, 2003). Il est donc intéressant de réintroduire ces déterminants dans l'analyse. En fait, les deux modèles M1 et M2 que nous venons d'analyser peuvent faire l'objet d'une critique exactement symétrique de celle qui est souvent adressée aux approches purement monétaires : en se centrant sur la

Graphique IV
Personnes souhaitant prendre leur retraite le plus rapidement possible : effets-pays bruts et corrigés de l'effet des déterminants non monétaires



Lecture : pour la Suède, l'effet « pays » sur le taux de personnes souhaitant partir en retraite au plus tôt est de - 6,1 points de pourcentage en brut. Il est de - 5,4 ou - 4,5 points lorsqu'il est estimé par indicatrices après contrôles de différents déterminants non monétaires (modèles M1 et M2). Autrement dit, à santé, conditions de travail et autres déterminants non monétaires fixés, la probabilité qu'un(e) suédois(e) souhaite prendre sa retraite le plus rapidement possible est inférieure de 5,4 ou 4,5 points de pourcentage à ce qu'elle est pour la moyenne des pays de l'enquête.
 Source : enquête Share, 2004 ; calculs des auteurs.

catégorie des déterminants non monétaires, ils escamotent totalement les déterminants monétaires. Or nous ne pouvons exclure *a priori* que ces facteurs jouent aussi. À état de santé ou satisfaction au travail donnés, l'individu sera plus ou moins enclin à tirer parti d'une possibilité de départ précoce selon qu'elle se fait avec un niveau de pension très éloigné ou proche de celui qu'il peut espérer en partant plus tard.

Mesurer l'effet incitatif des barèmes de retraite

La façon idéale de traiter ce problème serait de pouvoir introduire dans la régression des indicateurs individuels de droits à retraite. C'est ce que cherchent à faire les travaux microéconométriques évaluant l'impact de ces incitations sur les comportements (Gruber et Wise, 2005). Mais ceci suppose une connaissance fine des barèmes de retraite des différents pays, et une information sur les historiques de carrière individuelle qui n'est pas disponible dans l'enquête *Share*.

Faute d'une telle information, nous avons adopté ici une démarche moins systématique mobilisant des données construites par Queisser et Whitehouse (2007) et Whitehouse et Queisser (2007) qui calculent plusieurs indicateurs des incitations monétaires au départ en retraite pour des cas-types de travailleurs des différents pays de l'OCDE.

Un premier indicateur est le taux de remplacement, c'est-à-dire le rapport entre la première retraite et le dernier salaire. On utilisera ici les taux de remplacement pour un départ à l'âge de 60 ans. Plus il est élevé, plus le souhait de partir dès cet âge devrait être important. Mais cet indicateur n'est qu'un résumé très partiel du barème de droits à retraite. Un indicateur complémentaire est la somme actualisée des droits à retraite calculée sur l'ensemble de la durée de la retraite. Nous parlons d'équivalent patrimonial des droits à retraite (*EPDR*, cf. encadré 2) : cet indicateur combine l'effet du taux de remplacement, de la durée de la retraite et de la règle d'évolution de la pension en cours de retraite.

Nous nous intéressons aussi à la progression des droits en cas de report de l'âge de départ. Plus elle est importante, moins on sera tenté de partir tôt. Nous calculons de combien varie l'équivalent patrimonial dans l'hypothèse d'un report du départ d'un âge a_t à un âge $a_t + d$. Plus précisément, Queisser et Whitehouse nous

fournissent l'*EPDR* en cas de départ à 60 ans, et la variation de cet *EPDR* en cas de départ à 65 plutôt qu'à 60 ans. Cette dernière grandeur est négative si le montant de la retraite progresse peu avec l'âge de départ, auquel cas les départs tardifs sont pénalisés, et positive si le taux de remplacement croît avec l'âge d'une façon qui fait plus que compenser la réduction du nombre d'années de prestations.

Un aspect particulièrement intéressant des données de Queisser et Whitehouse est le fait d'exister pour plusieurs cas-types dans chaque pays. Les taux de remplacement et les *EPDR* sont calculés dans chaque pays pour des individus gagnant 0,5 fois, 0,75 fois, 1 fois, 1,5 fois, 2 fois et 2,5 fois le revenu moyen, et séparément pour les hommes et les femmes. Les variations d'*EPDR* entre 60 et 65 ans sont données seulement pour les hommes, mais là encore pour plusieurs niveaux de revenu : 0,5 fois, 1 fois ou 1,5 fois le revenu moyen. Nous avons appliqué les mêmes indicateurs pour les femmes. Pour utiliser ces informations, nous avons calculé où se situe chaque individu de l'enquête *Share* par rapport au revenu moyen de son pays tel que calculé dans l'enquête, puis nous lui avons attribué les mesures d'incitation au départ correspondant au cas-type le plus proche en termes de revenu relatif. Un défaut de cette démarche est évidemment de s'appuyer sur une information relative aux revenus dont la qualité reste malheureusement très incertaine dans l'enquête *Share*. Mais elle utilise un découpage de ces revenus en grandes tranches, ce qui réduit une partie de l'erreur de mesure, et le fait de raisonner en revenu relatif par pays élimine également les biais systématiques dus au fait que les revenus auraient été systématiquement surestimés dans certains pays ou systématiquement sous-estimés dans d'autres.

Au total nous enrichissons donc le modèle de trois variables « pseudo-individuelles » dont les effets attendus sont les suivants :

- Toutes choses égales par ailleurs, un taux de remplacement élevé dès 60 ans doit inciter à envisager un départ précoce. On s'attend à ce que le taux de remplacement sorte avec un signe positif.

- La variation de l'*EPDR* entre 60 et 65 ans doit ressortir avec un coefficient négatif : si cette variation est positive, *i.e.* s'il y a un gain à attendre, il doit y avoir baisse de la part de la population qui souhaite partir au plus vite.

- L'effet est plus ambigu pour l'*EPDR* en niveau à 60 ans. *A priori*, il s'agit d'un indicateur de

générosité du système et devrait jouer positivement sur la décision de départ précoce. Mais, à taux de remplacement donné, une valeur plus faible de l'EPDR signifie une retraite courte. Une combinaison législation-espérance de vie qui n'autorise qu'une durée de retraite assez courte incite en principe à partir dès que la législation le permet, pour éviter le risque que la durée de la retraite ne soit encore amputée par un décès précoce.

En fait, comme cette donnée était disponible, on a également introduit dans les régressions l'âge minimum d'ouverture des droits, avec la différence entre hommes et femmes lorsqu'il en existe une. Nous pouvons considérer que l'effet de cet âge minimum est lui aussi ambigu. Il dépend de la façon dont la question a été comprise par les répondants. *A priori*, les individus

pour qui l'âge d'ouverture des droits est tardif pourraient considérer qu'un départ « le plus tôt possible » leur est tout simplement interdit et répondre donc négativement à la question posée. Mais si la question a été comprise comme « prendre sa retraite le plus tôt possible à l'intérieur de la plage autorisée par le système de retraite », alors on peut s'attendre à davantage de réponses positives dans les pays où cette fenêtre est tardive, ces réponses signifiant que ces individus veulent partir dès que leur système de retraite le leur permettra.

Les facteurs monétaires semblent moins décisifs au niveau individuel...

Deux autres changements sont apportés par rapport aux modèles M1 et M2.

Encadré 2

QUANTIFIER L'INCITATION MONÉTAIRE AU DÉPART EN RETRAITE : L'ÉQUIVALENT PATRIMONIAL DES DROITS À LA RETRAITE

En première analyse, le déterminant monétaire principal de l'âge de départ en retraite est le taux de remplacement. On suppose que l'individu fait un raisonnement instantané. Il décide de partir en retraite sitôt que la perte en revenu net qui en résulte est inférieure à la valeur qu'il donne au loisir (ou plus précisément à la combinaison loisir/activité non marchande qu'il adoptera une fois qu'il sera à la retraite).

Une autre caractérisation possible de la générosité du système est le montant total des droits à prestations offerts à l'âge a , après prise en compte de la durée anticipée de service de la pension. On parle de richesse retraite actualisée ou encore d'*équivalent patrimonial des droits à la retraite (EPDR)*. Appelons $B(a)$ le niveau de pension auquel il a droit en fonction de l'âge $a, \geq a$ auquel il liquide sa retraite. Soit $s(a'/a)$ la probabilité de survie de cet individu de l'âge a à l'âge $a' > a$. Soit enfin r le taux d'actualisation. On négligera l'éventuelle indexation de la retraite après sa liquidation. Dans ce cas, l'EPDR s'écrit :

$$W(a_r) = \sum_{a' \geq a} \frac{s(a'/a)B(a_r)}{(1+r)^{a'-a}} \quad (1)$$

Mais la décision individuelle peut aussi être influencée par la progressivité des droits en fonction de l'âge de départ. Un individu confronté à un taux de remplacement ou un EPDR déjà conséquents mais qui sait qu'ils seront encore meilleurs en reportant la retraite d'une ou plusieurs années pourra choisir de reporter son départ. À l'inverse, un individu dont les droits ne progressent pas ou régressent avec un départ plus tardif sera plutôt incité à partir rapidement même avec un taux de remplacement relativement faible.

On peut décrire cette progressivité par la variation du taux de remplacement en fonction de l'âge. Mais on capte davantage d'information en utilisant la variation de l'EPDR. La variation de W entre un départ en a_r et un départ en $a_r + d$ mesure en effet :

- la perte liée au renoncement à d années de prestations ;
- le gain qui résulte de l'augmentation du montant de la retraite.

Dans un système où les droits progressent peu ou pas du tout avec l'âge de départ, le premier effet domine, l'indicateur de progressivité est négatif. L'année de travail supplémentaire conduit à une réduction du montant total de droits, ce qui équivaut à une taxation du travail et devrait réduire l'offre de travail. Si la variation $W(a_r + d) - W(a_r)$ de l'équivalent patrimonial des droits à la retraite est au contraire positive, cela signifie que les années de travail supplémentaires rapportent des droits actualisés : on dit qu'il y a subvention implicite de ce travail et ceci devrait inciter à reporter le départ. On parle de neutralité actuarielle lorsqu'il n'y a ni taxation implicite ni subvention implicite à la prolongation d'activité, c'est-à-dire lorsque l'EPDR est totalement indépendant de l'âge de liquidation. C'est le cas lorsque la hausse du niveau de pension B en fonction de l'âge compense les années de prestations auxquelles on renonce.

En résumé, l'effet des incitations monétaires au départ en retraite mélange les effets de la générosité globale du système mesurés soit par le taux de remplacement soit par l'EPDR, et des effets de progressivité du barème mesurés par la variation de l'EPDR en fonction de l'âge de liquidation. Nous mobilisons ici ces trois types d'indicateurs.

L'introduction des variables monétaires pseudo-individuelles dans les équations de régression oblige d'une part à reconsidérer la manière d'y traiter les effets pays. Ces variables ont certes une certaine dose de variabilité infranationale et leur introduction n'est donc pas totalement incompatible avec le maintien d'indicatrices de pays. Mais cette variabilité est assez faible, notamment dans le cas des âges minimaux pour lesquels il n'existe qu'un différentiel hommes-femmes et uniquement dans certains pays. Pour éviter une situation de quasi-colinéarité nous avons donc préféré renoncer aux indicatrices de pays qui figuraient dans les modèles M1 et M2. Les effets pays qui seront fournis seront désormais estimés en faisant la moyenne des résidus individuels mesurés sur les populations de chaque pays. Pour bien identifier ce que change l'introduction de ces variables d'incitations, nous comparons ce modèle à un modèle sans ces variables et sans indicatrices de pays (modèle M3).

Par ailleurs, deux variantes de l'équation de sélection ont été utilisées, avec ou sans ces variables d'incitations. *A priori*, celles-ci doivent entrer dans l'équation de sélection, et le bon modèle est donc celui qui les prend en compte à la fois dans l'équation d'intérêt et dans l'équation de sélection (modèle M5). Mais on a voulu également examiner l'effet de ces variables d'incitation à équation de sélection inchangée (modèle M4).

Au total, ce sont donc trois modèles qu'on estime en plus des modèles M1 et M2.

- Un modèle M3 identique au modèle M2 dans lequel on retire les indicatrices de pays.
- Un modèle M4 identique au modèle M3 dans lequel on introduit les variables d'incitation, mais avec la même équation de sélection qu'en M2 et M3.
- Un modèle M5 où les variables d'incitation sont introduites à la fois dans l'équation d'intérêt et l'équation de sélection.

Nous ne revenons pas en détail sur les résultats de l'équation de sélection. L'annexe ne donne que la nouvelle équation de sélection du modèle M5, dont les coefficients vont toujours dans le sens attendu, au fait près de l'absence d'effet de la variation de l'*EPDR* entre 60 et 65 ans. Une explication peut être que cette équation de sélection cherche à rendre compte d'une sélection globale dans l'emploi entre 50 et 64 ans. La

variation de l'*EPDR* entre 60 et 64 ans n'aurait qu'un pouvoir explicatif limité pour cette sélection globale.

Si on s'en tient à l'équation d'intérêt (cf. tableau 4), les modèles M4 et M5 montrent qu'il y a un effet conjoint des variables monétaires et non monétaires. Les effets des variables non monétaires sont peu modifiés par rapport aux modèles M1 et M2. Concernant les variables monétaires, la variation de l'*EPDR* entre les âges de 60 et 65 ans a l'effet négatif attendu sur le souhait de partir au plus tôt et cet effet est significatif. L'effet est positif et là-aussi conforme aux attentes pour le taux de remplacement. Les effets de l'*EPDR* en niveau et de l'âge minimal sont en revanche non significatifs, mais ceci est cohérent avec le fait qu'ils étaient ambigus *a priori*. L'*EPDR* en niveau ressort négativement mais non significativement. L'âge minimal ressort avec des signes opposés pour les hommes et les femmes et n'est significatif que pour ces dernières.

Si on s'intéresse au niveau des coefficients plutôt qu'à leur significativité et à leur signe, il semble par ailleurs que les facteurs non monétaires restent prédominants. Par exemple, le coefficient de 0,18-0,19 pour le taux de remplacement signifie qu'une variation de 10 points de ce taux de remplacement n'accroît que de deux points le souhait de partir au plus tôt, un effet qui apparaît nettement plus faible que la plupart des effets qui étaient décrits sur les graphiques II à IV. Nous pouvons analyser de la même manière les effets des variations d'*EPDR*. Ces variations sont exprimées en pourcentage du salaire, ce qui veut dire qu'un surcroît de hausse de l'*EPDR* entre 60 et 65 ans correspondant à 50 % du salaire ne fait baisser que de 5 points la probabilité de souhaiter partir au plus vite, ce qui est là encore assez modéré par rapport aux effets des variables non monétaires.

... mais ils rendraient mieux compte d'un certain nombre de spécificités nationales

Mais, comme on l'a dit, ce rôle plus modéré des facteurs monétaires au niveau microéconomique infranational ne présage pas de leur rôle relatif dans l'explication des différentiels moyens entre pays. En effet, la force des effets de la santé et de la satisfaction au travail au niveau individuel ne suffisait pas à leur donner un grand rôle explicatif au niveau comparatif international, faute de variabilité internationale assez marquée de ces variables. On peut avoir la situation exactement inverse pour les facteurs monétaires : des

variables peu explicatives au niveau interindividuel peuvent jouer un rôle tout à fait significatif pour expliquer les écarts entre pays dès lors que leur variabilité entre pays est plus forte que leur variabilité infranationale.

Pour voir ce qu'il en est, nous reprenons la comparaison précédente des effets bruts et des

effets pays, en utilisant cette fois les effets pays mesurés par résidus plutôt que par indicatrices (cf. graphique V, où les pays sont à nouveau classés par ordre d'effet brut décroissant).

Tout d'abord, les effets pays issus du modèle M3 sont peu différents de ceux que l'on obtenait dans le modèle avec indicatrices : la façon de

Tableau 4

Les déterminants de la probabilité de souhaiter prendre sa retraite le plus rapidement possible : effets joints des facteurs monétaires et non monétaires

Variable expliquée : souhaiter prendre sa retraite le plus rapidement possible	Heckman Probit M3		Heckman Probit M4		Heckman Probit M5	
	Effet marginal		Effet marginal		Effet marginal	
	estimé	t-stat	estimé	t-stat	estimé	t-stat
Satisfaction au travail						
Tout bien considéré, mon travail me satisfait	- 16,3**	- 5,2	- 15,6**	- 5,0	- 15,3**	- 5,0
Mon travail est physiquement pénible	2,2	1,5	1,9	1,2	1,9	1,3
Je suis constamment sous pression à cause d'une forte charge de travail	4,9**	3,3	4,9**	3,3	4,7**	3,2
J'ai très peu de liberté dans la conduite de mon travail	6,2**	3,6	6,2**	3,7	6,0**	3,6
J'ai l'opportunité de développer de nouvelles compétences	- 7,8**	- 4,5	- 6,6**	- 3,7	- 6,3**	- 3,6
Je reçois un soutien approprié dans les situations difficiles	- 4,0**	- 2,3	- 3,5**	- 2,0	- 3,5**	- 2,0
Je reçois la reconnaissance que je mérite pour mon travail	- 7,1**	- 3,9	- 6,3**	- 3,4	- 6,1**	- 3,4
Vu tous mes efforts, mon salaire est correct	- 6,2**	- 4,1	- 5,9**	- 3,8	- 6,0**	- 4,0
Mes perspectives d'avancement ne sont pas bonnes	7,8**	5,0	7,8**	5,0	7,9**	5,1
Mes chances de pouvoir garder mon emploi ne sont pas bonnes	1,1	0,6	1,0	0,6	1,0	0,6
Je crains que mon état de santé ne limite ma capacité de travail dans l'emploi actuel	16,4**	9,4	16,6**	9,5	16,3**	9,4
État de santé subjectif						
Mon état de santé est bon	7,5**	4,5	7,4**	4,5	7,6**	4,6
Mon état de santé est moyen	8,5**	3,4	8,6**	3,4	9,4**	3,8
Mon état de santé est mauvais ou très mauvais	15,8**	3,0	16,6**	3,3	18,6**	3,9
Avoir une limitation d'activité	- 2,5	- 1,4	- 0,8	- 0,4	- 0,2	- 0,1
Avoir une maladie chronique	3,1*	1,9	2,7*	1,7	3,0*	1,9
Avoir au moins deux maladies chroniques	4,7**	2,2	4,4**	2,1	5,0**	2,4
Avoir le sentiment d'être déprimé	0,9	0,4	0,2	0,1	0,3	0,1
Anticipations						
Crainte d'une baisse du montant de la retraite (hommes)	1,9	0,9	2,0	0,9	1,6	0,7
Crainte d'une hausse de l'âge de la retraite (hommes)	- 1,3	- 0,6	- 0,7	- 0,3	- 1,0	- 0,5
Crainte de décéder avant 75 ans (hommes)	7,1**	3,5	6,9**	3,4	6,7**	3,4
Crainte d'une baisse du montant de la retraite (femmes)	- 4,0*	- 1,7	- 4,4*	- 1,9	- 4,6**	- 2,0
Crainte d'une hausse de l'âge de la retraite (femmes)	- 2,8	- 1,2	- 2,2	- 1,0	- 2,4	- 1,1
Crainte de décéder avant 75 ans (femmes)	2,8	1,2	2,5	1,1	2,2	1,0
Autres variables						
Femme	- 8,6**	- 3,4	- 7,2**	- 2,6	- 7,0**	- 2,6
Niveau d'éducation baccalauréat	- 2,8	- 1,6	- 2,7	- 1,5	- 2,8	- 1,6
Niveau d'éducation baccalauréat + 2	- 10,4**	- 5,6	- 10,3**	- 5,5	- 10,9**	- 5,8
Travailleur indépendant	- 8,5**	- 4,4	- 10,4**	- 5,2	- 11,3**	- 5,7
Contribuer (ou avoir le droit) à un autre système	8,3**	3,0	6,7**	2,3	6,6**	2,3
Contribuer à un système de retraite public (uniquement)	10,6**	4,2	9,6**	3,3	9,5**	3,4
Contribuer à un système de retraite privé et public	11,0**	4,0	9,0**	2,9	6,4**	2,8
Mon conjoint travaille	8,5**	4,2	8,8**	4,3	8,4**	4,2
Mon conjoint ne travaille pas	7,0**	3,1	6,7**	3,0	6,6**	3,0
On ne connaît pas l'activité du conjoint	7,8**	3,5	8,5**	3,8	8,8**	3,8
Incitations						
Taux de remplacement à 60 ans			0,2**	2,3	0,2**	2,5
Richesse retraite actualisée à 60 ans (EPDR)			- 0,9	- 1,6	- 0,8	- 1,6
Variation de la richesse retraite (de l'EPDR) pour un départ à 65 ans au lieu de 60 ans			- 0,1**	- 3,1	- 0,1**	- 3,2
Âge minimum (hommes)			0,2	0,2	0,3	0,4
Âge minimum (femmes)			- 2,0**	- 3,58	- 2,2**	- 3,9
Constante	- 0,4	- 2,1	2,8	2,6	2,9	2,6
Log-vraisemblance	- 3 487		- 3 464		- 3 457	
Test de dépendance (p)	- 0,14**	5,7	- 0,18**	10,2	- 0,29**	24,8

Lecture : cf. tableau 3.

Champ : personnes en emploi et âgées de 50 à 65 ans.

Source : enquête Share, 2004.

calculer ces effets pays semble avoir peu d'impact sur leurs valeurs, ce qui conforte la nouvelle procédure d'estimation. En revanche, alors que le contrôle des variables non monétaires se bornait à atténuer les différentiels entre pays sans les gommer, le contrôle des variables monétaires a, du moins dans certains cas, des effets bien plus importants (modèles M4 et M5). Il y a certes l'exception de l'Espagne et de l'Autriche, pour qui le contrôle des facteurs monétaires conduit à amplifier légèrement plutôt qu'à réduire l'effet-pays. Mais les effets pays sont considérablement amortis par rapport aux effets bruts pour la Suisse et les Pays-Bas et l'Allemagne, et ils sont réduits à zéro voire même légèrement inversés pour la Grèce, la France et l'Italie.

Dans le cas de la France, ces résultats cadrent assez bien avec l'intuition. Même si la France semble caractérisée par une satisfaction au travail plus faible qu'ailleurs, ceci est contrebalancé par un état de santé plutôt meilleur que dans les autres pays et une espérance de vie plutôt élevée de sorte que l'effet joint total des variables non monétaires sur la moyenne des réponses nationales est faible, quelle que soit l'importance de

ces facteurs non monétaires au niveau individuel. En revanche, on sait que le système français, au moins jusqu'à la réforme de 2003, était financièrement peu voire pas du tout incitatif à un départ au-delà de l'âge d'ouverture des droits. Il n'était pas anormal, à la date de l'enquête, de souhaiter partir « le plus tôt possible ».

* *
*

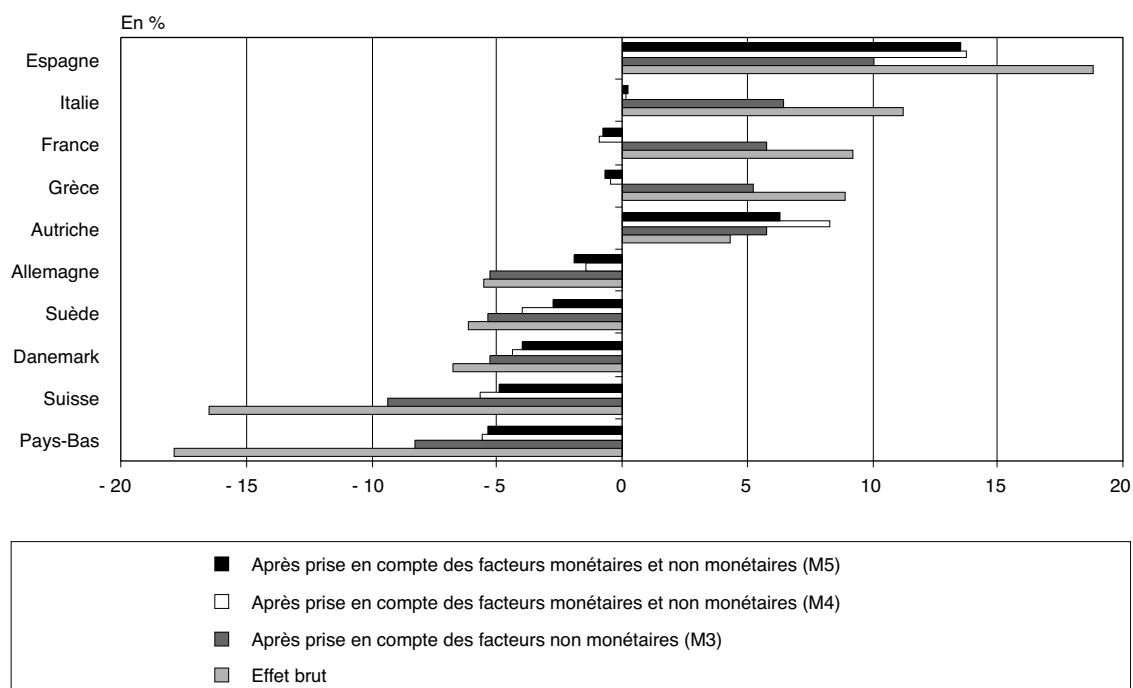
À ce stade, nos résultats peuvent donc se résumer comme suit.

- La santé et la satisfaction au travail importent pour expliquer les préférences en matière d'âge de départ à la retraite. Ce résultat n'est pas inédit mais l'enquête *Share* permet de le valider sur un échantillon d'assez grande taille proposant une batterie d'indicateurs variés.

- Les incitations financières, mesurées, certes de façon imparfaite, ont un effet significatif sur les comportements au niveau individuel mais qui semble néanmoins moins marqué que celui des variables non monétaires.

Graphique V

Personnes souhaitant prendre leur retraite le plus rapidement possible : effets-pays bruts et après correction des facteurs monétaires et non monétaires



Lecture : pour la France, le pourcentage de personnes souhaitant partir en retraite au plus tôt est inférieur d'1 point à la moyenne européenne après contrôle joint des facteurs monétaires et non monétaires. Autrement dit, à valeurs identiques des déterminants monétaires et non monétaires, la propension du salarié français à souhaiter prendre sa retraite le plus tôt possible est quasiment la même que pour la moyenne des autres pays de l'enquête.

Source : enquête Share, 2004 ; calculs des auteurs.

- Cette hiérarchie ne se retrouve pas quand on s'intéresse au pouvoir explicatif des variables monétaires et non monétaires pour rendre compte des différentiels de préférences moyennes entre pays. Le rôle des facteurs monétaires semble en général comparable voire supérieur à celui des facteurs non monétaires. Les effets des barèmes de droits à retraite semblent même capables de rendre totalement compte des spécificités française, italienne et grecque.

De tels résultats établis à partir de la première vague de l'enquête *Share* demandent bien sûr à être confirmés. Les mesures des déterminants monétaires que nous avons utilisées restent très sommaires et présentent peu de variabilité

infranationale. La comparabilité des informations apportées par l'enquête sur les différents pays peut aussi être discutée. Même si un soin particulier a été apporté à cette comparabilité, il se peut que les réponses à une même question ne soient pas toujours interprétables dans les mêmes termes dans les différents pays. Ces résultats encouragent néanmoins à poursuivre en direction d'approches multifactorielles des intentions ou des comportements de départ en retraite, combinant déterminants financiers et non financiers. C'est précisément l'intérêt d'une enquête telle que l'enquête *Share* de permettre de voir comment s'articulent ces niveaux d'analyse. La compréhension des comportements et la prévision de leurs évolutions ne peuvent que gagner à un tel approfondissement.

Pour la réalisation de cette recherche, nous nous sommes servis des données issues de la première version (Release 1) de la vague 1 de l'enquête Share réalisée en 2004. Celle-ci est préliminaire et pourrait contenir des erreurs qui seront corrigées dans des versions ultérieures. La collecte des données de Share a été principalement financée par le 5^e Programme Cadre de la Communauté Européenne (Projet QLK6-CT-2001-00360 sur le thème de la qualité de la vie). Des fonds proviennent également du US National Institute on Aging (U01 AG09740-13S2, P01 AG005842, P01 AG08291, P30 AG12815, Y1-AG-4553-01 et OGHA 04-064). La collecte des données a été financée par des institutions nationales en Autriche (Austrian Science Foundation, FWF), en Belgique (Politique Scientifique Fédérale) et en Suisse (BBW/OFES/UFES). Pour la France, elle a bénéficié de financements complémentaires apportés par la Cnav, la Cnam, le Cor, la Drees, la Dares, la Caisse des Dépôts et Consignations et le Commissariat Général du Plan. Les données et la méthodologie de l'enquête sont respectivement présentées dans Börsch-Supan et al. (2005) et Börsch-Supan et Jürges (2005). □

BIBLIOGRAPHIE

Afsa C. (2006), « L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés », *document de travail*, Dese, Insee, n° G2006/10.

Anderson K.H. et Burkhauser R.V. (1985), « The Retirement-Health Nexus : A New Measure of an Old Puzzle », *Journal of Human Resources*, vol. 20, n° 3, pp. 315-330.

Askenazy P. et Caroli E. (2002), « New Organizational Practices and Working Conditions : Evidences from France in the 1990s », *Louvain Economic Review*, vol. 68, n° 1-2, pp. 91-110.

Aubert P. Blanchet D. et Blau D. (2005), « Le marché du travail après 50 ans. Éléments de com-

paraison franco-américaine », in *L'économie française : édition 2005-2006*, Insee/Références.

Bardaji J., Sédillot B. et Walraët E. (2004), « Un outil de prospective des retraites : le modèle de microsimulation Destinie », *Économie et Prévision*, n° 160-161, pp. 193-214.

Becker G. (1964), *Human Capital*, Columbia University Press.

Blanchet D. et Mahieu R. (2001), « Une analyse microéconométrique des comportements de retrait d'activité », in *Épargne et retraite, Revue d'Économie politique*, numéro spécial, pp. 9-32, Dalloz, Paris.

- Blanchet D. et Debrand T. (2005)**, « Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne », *Insee Première*, n° 1052.
- Blöndal S. et Scarpetta S. (1998)**, « The Retirement Decision in OECD Countries », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 202.
- Börsch-Supan A., Brugiavini A., Jürges H., Mackenbach J., Siegrist J. et Weber G. (éds) (2005)**, *Health, Ageing and Retirement in Europe. First Results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, Mannheim : MEA. Téléchargeable sur : <http://www.SHARE-project.org/Documentation-Chapters.html>.
- Börsch-Supan A. et Jürges H. (éds.) (2005)**, *The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe - Methodology*, Mannheim : MEA.
- Bound J. (1991)**, « Self-Reported versus Objective Measures of Health in Retirement Models », *Journal of Human Resources*, vol. 26, n° 1, pp. 106-138.
- Bound J., Schoenbaum M., Stinebrickner T.R. et Waidmann T. (1999)**, « The Dynamic Effects of Health on the Labor Force Transitions of Older Workers », *Labour Economics*, vol. 6, n° 2, pp. 179-202.
- Buffeteau S. et Godefroy P. (2005)**, « Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974 », *document de travail*, Dese, Insee, n° G2005/1.
- Caillot L., Boarini R et Le Clainche C. (2002)**, « Les opinions des Français en matière de retraites de 2000 à 2002 », *Études et Résultats, Drees*, n° 210.
- Campolieti M. (2002)**, « Disability and the Labor Force Participation of Older Men in Canada », *Labour Economics*, vol. 9, n° 3, pp. 405-432.
- Creapt-EPHE (2004)**, « Conditions de travail, santé et aspirations à la retraite : » *actes du séminaire Vieillesse et Travail*, Rapport de recherche du Centre d'Études de l'Emploi, n° 18.
- Currie J et Madrian B.C. (1999)**, « Health, Health Insurance and the Labor Market », in *Handbook of Labor Economics*, Ashenfelter O. et Card D. éds., Amsterdam, North Holland, pp. 3309-3416.
- Debrand T. et Lengagne P. (2007)**, « Pénibilité au travail et santé des seniors en Europe », *Économie et Statistique*, n° 403-404, ce numéro.
- Duval R. (2003)**, « The Retirement Effects of Old-Age Pension and Early Retirement Schemes in OECD Countries », *Working Paper*, OCDE, n° 370.
- Dwyer D.S. et Mitchell O.S. (1999)**, « Health Problems as Determinants of Retirement : Are Self-rated Measures Endogenous ? », *Journal of Health Economics*, vol. 18, n° 2, pp. 173-193.
- French E. (2005)**, « The Effects of Health, Wealth, and Wages on Labour Supply and Retirement Behaviour », *Review of Economic Studies*, vol. 72, n° 2, pp. 395-427.
- Greene W.H. (2000)**, *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- Grossman M. (1972)**, « On the Concept of Health Capital and the Demand for Health », *Journal of Political Economy*, vol. 80, n° 2, pp. 223-255.
- Gruber J. et Wise D.A. (éds.) (1999)**, *Social Security and Retirement Around the World*, NBER/ University of Chicago Press.
- Guillemard A.-M. (2003)**, *L'âge de d'emploi : les sociétés à l'épreuve du vieillissement*, Paris, Armand Colin.
- Hairault J.-O., Langot F. et Sopraseuth T. (2006)**, « Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors », *Économie et Statistique*, n° 397, pp. 51-61.
- Hamermesh D. (1985)**, « Expectations, Life Expectancy, and Economic Behavior », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, n° 2, pp. 389-408.
- Hurd M. et McGarry K. (1995)**, « Evaluation of the Subjective Probabilities of Survival in the HRS », *Journal of Human Resources, Special Issue : The Health and Retirement Study, Data Quality and Early Results*, vol. 30, n° 5, pp. S268-S292.
- Hurd M., McFadden D. et Merrill A. (1999)**, « Predictors of Mortality Among the Elderly », *NBER Working Papers*, n° 7440.
- Hurd M., Smith J. et Zissimopoulos J. (2004)**, « The Effects of Subjective Survival on Retirement and Social Security Claiming », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 19, n° 6, pp. 761-775.

- Karasek R. et Theorell T. (1990)**, « *Healthy Work : Stress, Productivity, and the Reconstruction of Working Life* », *Basic Books*, New York, pp. 89-103.
- Kerkhofs M., Lindeboom M. et Theeuwes J. (1999)**, « Retirement, Financial Incentives and Health », *Labour Economics*, vol. 6, n° 2, pp. 203-227.
- Kreider B. (1999)**, « Latent Work Disability and Reporting Bias », *Journal of Human Resources*, vol. 34, n° 4, pp. 734-769.
- McGarry K. (2004)** « Health and Retirement : Do Changes in Health Affect Retirement Expectations ? », *Journal of Human Resources*, vol. 39, n° 4, pp. 624-648.
- Mahieu R. et Blanchet D. (2004)**, « Estimating Models of Retirement Behaviour on French Data », in *Social Security Programs and Retirement Around the World : Microestimations*, J. Gruber et D.A. Wise éd., NBER/University of Chicago Press.
- Mahieu R. et Sédillot B. (2000)**, « Microsimulation of the Retirement Decision : a Supply-Side Approach », *document de travail*, Dese, Insee, n° G2000/07.
- Marioni P. (coord.) (2007)**, « Colloque Âge et Travail - Emploi et travail des seniors : des connaissances à l'action. Synthèse des principales données sur l'emploi des seniors », Document d'étude Dares, n° 125.
- Molinié A.-F. et Volkoff S. (2003)**, « Départs en retraite : les deux facettes de la "pénibilité" du travail » Centre d'Études de l'Emploi, *Quatre Pages*, n° 60.
- Ostry A.S., Kelly P., Demers P.A., Mustard C. et Hertzman C. (2003)**, « A Comparison Between the Effort-Reward Imbalance and Demand Control Models », *BMC Public Health*, vol. 3, n° 10, pp. 10-27.
- Pailhé A. (2005)**, « Les conditions de travail : quelle protection pour les salariés âgés en France ? », *Population*, vol. 60, n° 1-2, pp. 99-126.
- Prescott E.C. (2004)**, « Why do Americans Work so Much More than Europeans ? », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 28, n° 1, pp. 2-13.
- Queisser M. et Whitehouse E. (2007)**, « Pensions at a Glance : Public Policies Across OECD Countries », OCDE, disponible à : www.oecd.org/els/social/ageing/PAG.
- Rust J. et Phelan C. (1997)**, « How Social Security and Medicare Affect Retirement Behavior in a World of Incomplete Markets ? », *Econometrica*, vol. 65, n° 4, pp. 781-832.
- Siegrist J. (1996)**, « Adverse Health Effects of High-Effort/Low-Reward Conditions », *Journal of Occupational Health Psychology*, vol. 1, n° 1, pp. 27-41.
- Siegrist J., Wahrendorf M., Knesebeck von dem O., Jürges H. et Börsch-Supan A. (2007)**, « 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, pp. 62-68.
- StataCorp (2001)**, *Stata Statistical Software : Release 7.0*, College Station, TX : Stata Corporation.
- Stock J. et Wise D. (1990)**, « Pensions, the Option Value of Work, and Retirement », *Econometrica*, vol. 58, n° 5, pp. 1151-80.
- Strauss J. et Thomas D. (1998)**, « Health, Nutrition, and Economic Development », *Journal of Economic Literature*, vol. 36, n° 2, pp. 766-817.
- Thomas D. et Frank E. (2000)**, « Links Between Women's Health and Labor Market Outcomes in Indonesia », *Human Capital, Reproductive Health Programs, and the Role of Women in the Household and Broader Economy, Rand Working Paper*, n° 2.
- Volkoff S. et Bardot F. (2004)**, « Départs en retraite, précoces ou tardifs : à quoi tiennent les projets des salariés quinquagénaires ? », *Gérontologie et Société*, n° 111, pp. 71-94.
- Whitehouse E. et Queisser M. (2006)**, « Retirement Incentives : Draft Special Issue of 'Pensions at a Glance' », *document de travail*, OCDE, DELSA/ELSA/WP1(2006)2.

**LES DÉTERMINANTS DE LA PROBABILITÉ D'ÊTRE EN EMPLOI ÉQUATIONS DE SÉLECTION
DES MODÈLES M2 ET M5**

Variable expliquée : être en emploi	Probit (M2)		Probit (M5)	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
J'occupe (ais) un emploi public	0,09	1,84	0,03	0,55
Je suis (j'étais) mon propre employeur	0,88**	17,3	0,86**	17,15
État de santé subjectif				
Mon état de santé est bon	- 0,04	- 0,88	- 0,11**	- 2,81
Mon état de santé est moyen	- 0,34**	- 6,24	- 0,42**	- 7,99
Mon état de santé est mauvais ou très mauvais	- 1,07**	- 12,7	- 1,10**	- 13,39
Avoir une limitation d'activité	- 0,28**	- 7,02	- 0,24**	- 6,14
Avoir une maladie chronique	- 0,05	- 1,23	- 0,04	- 1,09
Avoir au moins deux maladies chroniques	- 0,12**	- 2,85	- 0,12**	- 2,84
Avoir le sentiment d'être déprimé	- 0,12**	- 2,85	- 0,13**	- 3,11
En couple	0,11**	3,39	0,14**	4,30
Niveau d'éducation : baccalauréat	0,00	0,06	- 0,15**	- 4,16
Niveau d'éducation : baccalauréat + 2	0,20**	4,46	0,13**	3,19
Âge				
52-53	- 0,09	- 1,46	- 0,14**	- 2,10
54-55	- 0,21**	- 3,17	- 0,25**	- 3,78
56-57	- 0,42**	- 6,31	- 0,42**	- 6,48
58-59	- 0,71**	- 10,86	- 0,71**	- 10,9
60-61	- 1,39**	- 21,25	- 1,39**	- 21,53
62-63	- 1,73**	- 25,44	- 1,75**	- 25,95
64-65	- 2,33**	- 31,48	- 2,32**	- 31,92
Décile de revenu				
2°	- 0,12*	- 1,74	- 0,22**	- 3,47
3°	- 0,46**	- 6,52	- 0,59**	- 9,04
4°	- 0,31**	- 4,51	- 0,45**	- 7,11
5°	0,13*	1,78	0,01	0,14
6°	0,30**	4,24	0,14**	2,12
7°	0,38**	5,35	0,25**	3,85
8°	0,57**	7,65	0,41**	5,95
9°	0,55**	7,36	0,40**	5,54
1°	0,36**	4,98	0,18**	2,45
Pays				
Allemagne	- 0,55**	- 5,45		
Autriche	- 1,26**	- 12,11		
Suède	- 0,01	- 0,13		
Pays-Bas	- 0,47**	- 4,65		
Espagne	- 0,49**	- 4,57		
Italie	- 1,12**	- 10,80		
France	- 0,86**	- 7,99		
Danemark	- 0,54**	- 5,15		
Grèce	- 0,85**	- 7,87		
Incitations				
Taux de remplacement à 60 ans			- 0,01**	- 7,98
Richesse retraite actualisée à 60 ans (EPDR)			0,02**	2,22
Variation de la richesse retraite actualisée pour un départ à 65 ans au lieu de 60 ans (variation d'EPDR)			0,00	0,10
Âge minimum (hommes)			- 0,03**	- 2,51
Âge minimum (femmes)			0,13**	12,5
Constante	1,64	16,67	- 4,05	4,67
Log-vraisemblance		- 4 152		- 4 152

Lecture : les coefficients sont des coefficients de régressions de type Probit portant sur le fait d'être encore en emploi. Contrairement aux coefficients des tableaux 3 et 4, ils n'ont pas été convertis en effets marginaux sur les probabilités. Seuls les signes et la significativité sont directement interprétables. Par exemple, être ou avoir été son propre employeur augmente très significativement la probabilité d'être encore en emploi.

Champ : personnes en emploi et âgées de 50 à 65 ans.

Source : enquête Share, 2004.