

dossiers solidarité et santé

n° 3 • juillet - septembre 2006



PERSPECTIVES ET COMPORTEMENTS
EN MATIÈRE DE RETRAITE

sommaire

perspectives et comportements en matière de retraite

dossiers solidarité et santé n° 3 • juillet - septembre 2006

INTRODUCTION 5

DOSSIER

Projections des besoins de financement à long terme de la branche vieillesse
à l'aide de la maquette de projection tous régimes de la DREES
Amandine BRUN-SCHAMMÉ et Benoît RAPOPORT..... 7

Âge de départ souhaité, âge de départ prévu
et liberté de choix en matière d'âge de départ à la retraite
Benoît RAPOPORT..... 31

Le niveau d'information des assurés en matière de retraite
Isabelle BRIDENNE..... 51

Les perceptions des salariés quant à leur situation financière à la retraite
Amandine BRUN-SCHAMMÉ..... 63

Les incitations financières influent-elles sur les intentions
de départ en retraite des salariés de 55 à 59 ans ?
Benoît RAPOPORT..... 75

Annexe :
l'enquête Intentions de départ à la retraite..... 97

Fins de carrière et départs à la retraite : l'apport des modèles de durée
Thierry MAGNAC, Benoît RAPOPORT et Muriel ROGER..... 101

introduction ■

PERSPECTIVES ET COMPORTEMENTS EN MATIÈRE DE RETRAITE

dossiers solidarité et santé n° 3 • juillet - septembre 2006

Inscrite en tête de l'agenda politique depuis une quinzaine d'années, la question des retraites a connu un profond renouvellement avec l'entrée en vigueur de la seconde réforme des retraites issue de la loi du 21 août 2003.

Cette réforme fixe des orientations pour la recherche de l'équilibre à long terme des régimes de retraite : priorité à l'allongement de la durée de cotisation sur la hausse des prélèvements et la baisse des prestations ; allongement programmé de la durée de cotisation nécessaire pour obtenir une retraite complète ; création d'incitations financières individuelles au prolongement de l'activité professionnelle ; prise en compte des carrières très longues par la création d'une retraite anticipée avant 60 ans ; rapprochement progressif des paramètres en vigueur dans le régime de retraite des agents de l'État, des collectivités locales et des hôpitaux et dans le régime général auquel sont affiliés les salariés du secteur privé (notamment la durée d'assurance requise pour obtenir une pension complète, qui sera égale à 40 ans dans ces deux groupes de régimes en 2008) ; programmation d'une suite de rendez-vous futurs (2008, 2012, 2020) lors desquels les paramètres des régimes de retraite pourront à nouveau être ajustés.

Ce cadre global implique la mise en œuvre d'études économiques dans le domaine des retraites :

- d'une part, à travers une réévaluation régulière, dans le cadre du Conseil d'orientation des retraites, de l'évolution des besoins de financement futurs des régimes de retraite à mesure de la mise en œuvre de la réforme et des changements démographiques et économiques ;
- d'autre part, à travers un approfondissement de la connaissance des comportements individuels de départ en retraite, afin de tenter d'évaluer l'impact de l'allongement de la durée de cotisation, des incitations financières à la prolongation de l'activité professionnelle et de la retraite anticipée.

À cet égard, les six articles présentés dans ce numéro des *Dossiers Solidarité et Santé* peuvent constituer une première contribution à ce programme d'études et de recherches.

L'article d'*Amandine Brun-Schammé* et de *Benoît Rapoport*, « Projection des besoins de financement à long terme de la branche vieillesse à l'aide de la maquette de projection tous régimes de la DREES », restitue la contribution réalisée par la DREES à l'automne 2005 dans le cadre des travaux coordonnés par le Conseil d'orientation des retraites (COR). Le COR avait d'une part demandé à chacun des régimes de retraite de réaliser une projection à l'horizon 2050 de ses charges de retraite sous des hypothèses démographiques et économiques communes et, d'autre part, chargé la DREES d'élaborer une projection de l'ensemble des charges de retraite à l'aide d'une maquette globale. Les résultats ici présentés sont en tous points semblables aux données figurant dans le troisième rapport du COR, sous les hypothèses démographiques et économiques retenues. L'article discute cependant plus particulièrement la projection du montant moyen des pensions, qui s'avère en effet délicate dans le contexte de l'augmentation tendancielle du nombre des poly-pensionnés.

Les quatre articles suivants portent sur les comportements de départ en retraite. Ils ont en commun d'exploiter une même source statistique : l'enquête Intentions de départ à la retraite réalisée au premier trimestre 2005 par la Caisse nationale d'assurance vieillesse (CNAV) le COR, la Direction générale du trésor et de la politique économique (DGTPE), la DREES et l'INSEE. Une annexe précise les caractéristiques techniques de cette enquête.

Dans un premier temps, *Benoît Rapoport* analyse ainsi les réponses aux questions portant sur l'âge de départ souhaité (dans l'absolu), puis sur l'âge envisagé. Il montre la force d'attraction qu'exerce encore l'âge de 60 ans sur les intentions individuelles de retraite, qui est envisagé par une personne interrogée sur deux. L'écart positif quasi-systématique entre âge envisagé et âge souhaité, d'un an en moyenne, donne la mesure du poids des contraintes qui pèsent sur les choix individuels. Déclarer des problèmes de santé ou occuper un emploi pénible pousse ainsi à envisager un départ en retraite précoce, tandis que posséder un haut niveau de qualification, vivre seul ou être satisfait de son emploi favorise des intentions de départ plus tardives.

• • •

• • •

Isabelle Bridenne se penche quant à elle sur « le niveau d'information des assurés en matière de retraite », utilisant de façon ingénieuse le mode de constitution de la partie de l'échantillon concernant les assurés du régime général. Elle s'intéresse tout d'abord aux appréciations que les personnes interrogées portent sur la qualité de leur information en matière de droits personnels à la retraite et aux réponses qu'elles apportent, en particulier le nombre de trimestres validés à la date de l'enquête. Elle rapproche ensuite ces réponses déclarées des informations figurant dans leur compte individuel de retraite de la CNAV. Si la moitié des personnes déclare une durée d'assurance validée proche, à une année près au maximum, de la durée validée figurant dans leur compte individuel, on ne note pas de différence significative entre les personnes s'estimant bien et mal informées. Le sentiment d'information sur les droits à la retraite pourrait donc aussi traduire un sentiment de confiance dans les conditions de la transition future vers la retraite. A cet égard, l'amélioration de l'information des assurés, prévue par la réforme des retraites, paraît revêtir une grande importance.

Amandine Brun-Schammé examine ensuite la perception qu'ont les personnes interrogées de leur situation financière présente et future, à quelques années de la liquidation de leur retraite. Plus de 40 % d'entre elles indiquent craindre que leurs ressources à la retraite soient insuffisantes et une proportion légèrement moindre pense disposer de ressources suffisantes. À noter qu'une personne sur six ne se prononce pas : ce sont plus fréquemment des personnes estimant disposer d'un faible niveau d'information sur leurs droits à la retraite. Parmi celles ayant répondu, les personnes qui anticipent de faibles montants de pensions, qui expriment des incertitudes sur leur situation professionnelle jusqu'à la retraite, ou qui prévoient de devoir subvenir aux besoins de personnes à charge, expriment plus souvent des craintes quant à leur niveau de vie à la retraite. Le modèle économétrique bi-varié retenu, qui estime simultanément les opinions sur le présent et sur l'avenir, conclut à une influence significative du degré d'information en matière de droits personnels à la retraite sur l'appréciation de la situation financière future, rejoignant ainsi une partie des conclusions d'Isabelle Bridenne.

Dans l'article intitulé « Les incitations financières influent-elles sur les intentions de départ en retraite des salariés de 55 à 59 ans ? », *Benoît Rapoport* aborde la question de la sensibilité des décisions individuelles de départ en retraite à la modulation du montant des pensions de retraite. L'intérêt de ce thème s'impose au regard des orientations posées par la réforme des retraites, notamment la mise en place de la « surcote », qui majore les pensions perçues par les personnes qui reportent leur départ en retraite. Son traitement est certes délicat dans le cadre d'une enquête basée sur des opinions déclarées, et non sur l'observation de comportements réels. Cependant, le questionnaire de cette enquête a fait l'objet d'un protocole particulier, consistant à calculer à l'aide des informations déclarées par les personnes un montant estimatif de pension en cas de départ en retraite à 65 ans, puis à proposer à la personne le choix entre des couples « montant de pensions / âge de départ en retraite » pour des valeurs de ce dernier comprises entre 60 et 67 ans sur la base des coefficients de minoration et de majoration du montant de la pension selon l'âge, approchant les mécanismes de « décote » et de « surcote » prévus par la réforme des retraites. Une analyse économétrique multivariée révèle que l'âge de la retraite souhaité est sensible au montant de ces taux de majoration/minoration, ainsi qu'à d'autres variables non financières, telles que l'état de santé ou la satisfaction dans l'emploi.

Enfin, l'article de *Thierry Magnac, Benoît Rapoport et Muriel Roger*, « Fins de carrière et départs à la retraite : l'apport des modèles de durée », ouvre des perspectives d'améliorations méthodologiques intéressantes pour les études qui devront être conduites à l'occasion des rendez-vous futurs fixés par la réforme des retraites. Mobilisant les données de l'échantillon inter-régimes des retraités de la DREES, les auteurs concluent à un impact négatif significatif de la survenue d'un « accident de carrière » (chômage ou préretraite) durant les dernières années d'activité sur l'âge de départ en retraite de la génération 1930, cet impact étant d'autant plus important que cet « accident » survient précocement. Cet article représente surtout un apport méthodologique intéressant, par le recours à des « modèles de durée ». Comme les auteurs le remarquent en conclusion de cet article, ce travail a vocation à être complété par un enrichissement supplémentaire de la modélisation permettant de mieux prendre en compte l'hétérogénéité des caractéristiques individuelles.

Laurent CAUSSAT

Sous-directeur des synthèses,
des études économiques et de l'évaluation à la DREES

PROJECTIONS DES BESOINS DE FINANCEMENT À LONG TERME DE LA BRANCHE VIEILLESSE À L'AIDE DE LA MAQUETTE DE PROJECTION TOUS RÉGIMES DE LA DREES

Amandine BRUN-SCHAMMÉ et Benoît RAPOPORT

Ministère de l'Emploi, de la Cohésion sociale et du Logement

Ministère de la Santé et des Solidarités

DREES

Sur la base des scénarios économiques retenus par le Conseil d'orientation des retraites, la DREES a réalisé, à l'aide de sa maquette globale de simulation, des projections à long terme des charges et des besoins de financement du système de retraite français. En l'absence de prise en compte de la réforme d'août 2003, la part des dépenses de retraite dans le PIB augmenterait de 1,7 point en 2020 et de 4,3 points en 2050. La réforme d'août 2003 permettrait de diminuer ce besoin de financement de 0,5 à 1,4 point de PIB en 2020 et de 1,2 à 1,6 point de PIB en 2050, selon les hypothèses retenues par le COR quant à l'effet de la réforme sur l'âge de liquidation moyen et sur le niveau de la pension moyenne. Cette réduction provient d'une moindre dégradation du ratio de dépendance retraités / actifs et d'une croissance plus faible de la pension moyenne par rapport aux projections du scénario avant réforme. Les variantes portant sur les évolutions démographiques auraient un impact important sur le besoin de financement en l'absence de prise en compte d'une interaction entre ces évolutions et la croissance de la pension moyenne. Un taux de chômage d'équilibre moins favorable conduirait quant à lui, non seulement à une croissance plus marquée de la part des dépenses de retraite dans le PIB, mais aussi à des possibilités plus restreintes de redéploiement des cotisations chômage vers les cotisations retraite. L'effet des variantes de productivité dépend fortement de l'hypothèse d'indexation des retraites sur les salaires retenue.

La DREES a construit une maquette globale de simulation du système de retraite permettant la réalisation de simulations à long terme. Cette maquette, reposant sur une représentation simplifiée du système de retraite français, permet d'évaluer les conséquences d'hypothèses démographiques (mortalité, natalité et migrations) et macroéconomiques (taux de chômage, croissance de la productivité du travail et des revenus) à long terme sur les besoins de financement agrégés des régimes de retraite. Elle permet également de simuler les changements des paramètres globaux qui caractérisent le système de retraite (âge moyen du départ à la retraite, niveau de la pension moyenne relativement au revenu moyen du travail).

Les résultats des simulations de l'évolution du système de retraite présentés ici reposent sur les nouveaux scénarios économiques fournis par le Conseil d'orientation des retraites (COR). Sont notamment simulés les effets de la réforme d'août 2003 sur les besoins de financement et le pouvoir d'achat des retraités, à partir de trois hypothèses d'évolution de comportement de liquidation. Différentes variantes portant sur l'évolution de la pension moyenne, le taux de chômage d'équilibre, l'évolution de la productivité du travail et divers paramètres démographiques (mortalité, indice conjoncturel de fécondité et solde migratoire) sont aussi examinées. Enfin, des éléments de comparaison avec l'exercice mené en 2001 sont présentés (COR, 2001 et Bonnet *et al.*, 2001).

LA MAQUETTE GLOBALE DE SIMULATION DU SYSTÈME DE RETRAITE

En retenant 2003 comme année de base, la maquette fournit une projection des dépenses de retraites à l'horizon 2050 d'un régime de retraite unique. Elle opère pour cela en trois étapes : la simulation des évolutions démographiques, la définition de l'équilibre macroéconomique et l'équilibre des régimes de protection sociale.

Pour projeter l'ensemble des dépenses de retraites, la maquette simule le fonctionnement d'un régime de retraites unique fonctionnant en répartition qui agrège l'ensemble des régimes publics et privés obligatoires (de base et complémentaires). Ce choix de modélisation permet de simuler simplement les conséquences globales d'hypothèses économiques alternatives et les effets des ajustements des systèmes de retraite par la modification de l'âge moyen de la liquidation des pensions ou la révision de leur montant moyen. En revanche, il ne permet pas de décrire précisément le fonctionnement des différents régimes de base et, *a fortiori*, celui des régimes complémentaires et publics ; par ailleurs, il implique le recours à des hypothèses exogènes sur l'évolution de la pension moyenne et sur l'âge moyen de cessation d'activité. Cette modélisation doit donc être complétée par des simulations régimes par régimes qui seules permettent de tenir compte de la complexité des réglemmentations.

Un module démographique décrit l'évolution de la population génération par génération à partir d'hypothèses sur le taux de fécondité et les quotients de mortalité par âge. Il permet ainsi de simuler l'impact d'hypothèses différentes en matière de natalité, de mortalité et d'immigration.

En ce qui concerne l'équilibre macroéconomique, la maquette permet de simuler non seulement les évolutions de courte période, caractérisées en première approximation par l'indépendance des croissances de la production et de la population active, mais aussi celles de longue période, dans lesquelles la croissance de l'activité économique dépend de celle des ressources en main-d'œuvre.

Tant que l'économie n'a pas rejoint son sentier de croissance de long terme auquel correspond un niveau stable de chômage, c'est la première hypothèse qui prévaut. Dans cette situation, compte tenu d'une hypothèse exogène sur l'évolution de la productivité du travail, le taux de croissance du PIB est exogène et le taux de croissance de l'emploi en découle directement. Les revenus « super-bruts » d'activité (rémunération des salariés, y compris les cotisations sociales des employeurs et l'excédent brut d'exploitation des travailleurs indépendants diminué de leur dépenses de formation brute de capital fixe) dépendent alors simplement de l'emploi et de la croissance de la productivité du travail, laquelle détermine, en supposant la stabilité du partage entre revenus du travail et profit des entreprises, l'évolution des revenus moyens. Le chômage résulte quant à lui de la confrontation de la population active et de l'emploi.

Lorsque le chômage atteint son niveau d'équilibre de longue période, l'emploi et la croissance économique dépendent de l'évolution de la population

active. Comme dans le cas précédent, l'évolution des revenus d'activité résulte de celles de l'emploi et de la productivité du travail, sous la même hypothèse de stabilité du partage du revenu.

Un troisième bloc du modèle simule ensuite l'évolution des dépenses de retraite à partir de celle du nombre de retraités – qui dérive des résultats du bloc démographique et d'une hypothèse sur l'âge moyen du départ en retraite – et de l'évolution de la retraite moyenne. Cette dernière peut être reliée à celle des revenus d'activité moyens pour tester l'impact d'hypothèses différentes en matière de taux de remplacement et d'indexation. La maquette permet par ailleurs de simuler la constitution et l'utilisation de réserves formées par l'accumulation des excédents des régimes de protection sociale et des apports de financement exogènes (budgétaires ou résultant de privatisations ou de ventes de licences d'utilisation de biens publics, par exemple). De manière annexe, les autres dépenses de la protection sociale (chômage, prestations familiales et dépenses de santé) peuvent être projetées en fonction de l'évolution des populations concernées (chômeurs, jeunes de moins de 18 ans, population totale pondérée par l'âge pour tenir compte du vieillissement) et d'hypothèses d'indexation *ad hoc* (revenus moyens d'activité, prix ou taux de croissance exogène). Cette modélisation particulière rend possible l'étude des effets de variantes relatives à l'évolution des autres dépenses de protection sociale, notamment dans le cadre de différentes hypothèses concernant les modalités d'indexation des retraites (prix, salaires bruts ou salaires nets). Dans le cadre des simulations ici présentées, l'ensemble des taux de cotisation implicites relatifs aux autres dépenses sociales sont maintenus constants pour mettre en évidence les seuls effets liés à l'évolution des retraites.

LES CARACTÉRISTIQUES DU SCÉNARIO DE RÉFÉRENCE

Les hypothèses démographiques

Les hypothèses relatives à la population totale sont celles de l'INSEE, établies à partir des données du recensement de 1999 (Brutel, 2001) : indice conjoncturel de fécondité de 1,8 enfant par femmes, mortalité tendancielle, solde migratoire annuel de +50 000 personnes par an.

Les projections de population active résultent quant à elles des travaux menés par l'INSEE en 2004 pour le COR. Ainsi, le scénario de référence de projection proposé par le COR combine le scénario central démographique de l'INSEE et un scénario de retour au plein emploi à partir de 2015, lequel intègre une diminution à venir des taux de chômage, de

préretraités et de dispensés de recherche d'emploi. Sur ces bases, l'INSEE a recalé ses précédentes projections de population active (Nauze-Fichet, 2002), sans que soit à ce stade pris en compte d'impact potentiel de la réforme des retraites d'août 2003.

L'impact potentiel de la réforme d'août 2003

La réforme de 2003, dont les effets ont été pris en compte dans les projections réalisées sous l'égide du COR, comporte la modification de plusieurs paramètres (durée d'assurance nécessaire à l'obtention du taux plein, décote, surcote, etc.) [encadré 1]. Le COR a par ailleurs retenu trois hypothèses d'évolution des comportements de liquidation en réaction à la modification de ces paramètres. L'impact potentiel de la réforme d'août 2003 a été estimé en distinguant les retraités du secteur privé et de la fonction publique. Le modèle Destinée de l'INSEE et les projections de la CNAV en matière de retraites anticipées constituent les sources utilisées pour le secteur privé. Pour la fonction publique, les évaluations reposent sur le modèle Ariane de la direction du Budget.

Hypothèse A

Le scénario de base ou de référence correspond à un décalage de l'âge de liquidation conduisant à une diminution d'environ 400 000 retraités à horizon 2050, par rapport aux projections recalées de l'INSEE qui n'intègrent pas d'effet de la réforme. Ces réductions du nombre de retraités correspondent à une hypothèse de recul de l'âge de cessation d'activité dès 2009 qui atteindrait 0,6 an en 2016 pour les hommes du secteur privé. Ce recul serait de 1,6 an en 2050 pour les hommes du secteur public et de

1,9 an en 2050 pour les femmes du secteur public. Les femmes du secteur privé avanceraient au contraire leur âge de cessation d'activité dès 2024, si bien qu'il diminuerait de 0,3 an à partir de 2034. En effet, l'assouplissement de la décote inciterait les femmes inactives à partir plus tôt. Par ailleurs, ce scénario intègre une projection des départs anticipés permis par la réforme d'août 2003.

Hypothèse B

L'hypothèse B suppose au contraire que les individus ne modifient pas leur âge de liquidation : ils préfèrent partir au même âge avec une pension potentiellement moins élevée. Le seul effet de la réforme pris en compte sur cet âge de liquidation est celui des départs anticipés.

Hypothèse C (hypothèse d'effet double)

Cette hypothèse retrace un décalage potentiellement plus important de l'âge de liquidation, conduisant à une diminution d'environ 800 000 retraités à horizon 2050. Sous cette hypothèse, le recul, dès 2009, de l'âge de cessation d'activité atteindrait 1,2 an dès 2016 pour les hommes du secteur privé et, dans le secteur public, 3,2 ans en 2050 pour les hommes et 3,8 ans pour les femmes. Les femmes du secteur privé avanceraient quant à elles leur âge de cessation d'activité dès 2024, si bien qu'il diminuerait de 0,6 an à partir de 2034, toujours parce que l'assouplissement de la décote inciterait les femmes inactives à partir plus tôt. Ce scénario intègre également une projection des départs anticipés.

Le tableau 1 résume l'effet de la réforme sur les effectifs de retraités selon les différentes hypothèses envisagées.

ENCADRÉ 1 ●

LES PRINCIPALES MODIFICATIONS INTRODUITES PAR LA RÉFORME D'AOÛT 2003 INFLUANT SUR L'ÂGE DE LIQUIDATION ET LE NIVEAU DE LA PENSION MOYENNE

- La durée d'assurance nécessaire à l'obtention du taux plein serait allongée progressivement à partir de 2009, pour atteindre 41,75 ans pour la génération qui aura 60 ans en 2020, contre 40 ans pour les générations qui auront 60 ans en 2009¹.
- La fonction publique s'alignerait progressivement sur le secteur privé. La durée d'assurance passerait progressivement de 37,5 ans pour les personnes ayant eu 60 ans en 2003 à 40 ans pour celles qui auront 60 ans en 2009. L'allongement serait ensuite identique dans le public et le privé.
- Dans le secteur privé, la durée de référence utilisée pour calculer le coefficient de proratisation, qui était restée fixée à 150 trimestres après la réforme de 1993, devrait augmenter progressivement pour rejoindre la durée d'assurance nécessaire à l'obtention du taux plein ; elle serait ensuite alignée sur l'évolution de cette durée d'assurance.
- La décote serait assouplie progressivement dans le privé pour atteindre 5 % par année manquante, contre 10 % sous la législation de 1993. Parallèlement, une décote serait introduite dans la fonction publique et progressivement alignée sur celle du privé.
- Une surcote serait mise en place.
- L'objectif d'assurer un minimum de retraite nette s'élevant à 85 % du SMIC pour les personnes ayant eu une carrière complète au SMIC aurait aussi des effets sur les niveaux de pension des salariés les plus modestes.

1. La règle d'obtention du taux plein à 65 ans reste valable.

LES SCÉNARIOS MACROÉCONOMIQUES RETENUS

Les hypothèses macroéconomiques retenues dans le cadre des simulations ont été déterminées par le COR sur la base des travaux réalisés conjointement par la DGTPE (Direction générale du trésor et de la politique économique) [Bretin, 2004] et l'OFCE (Observatoire français des conjonctures écono-

miques) [Timbeau et Plane, 2004]. Le scénario de référence fait l'hypothèse d'un retour au plein emploi à l'horizon 2015 (taux de chômage de 4,5 %). La productivité réelle de long terme est supposée croître de 1,8 % par an. Le tableau 2 regroupe les principales hypothèses macroéconomiques du scénario de référence (hypothèse A), ainsi que du scénario avant réforme et des scénarios alternatifs B et C d'effet de la réforme.

TABLEAU 1 ●

effet de la réforme sur les effectifs de retraités
selon les hypothèses A, B et C en milliers

	2004	2010	2020	2030	2040	2050
Hypothèse de référence A	65	45	-355	-375	-365	-365
Hypothèse départs anticipés seuls B	120	105	20	20	20	20
Hypothèse d'effet double C	45	-170	-725	-765	-740	-740

Source : hypothèses COR.

TABLEAU 2 ●

scénarios macroéconomiques avant et après réforme en %

	2004	2010	2020	2030	2040	2050
Scénario avant réforme						
Taux de croissance						
• emploi au sens du BIT	0,3	0,7	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3
• population active totale	0,4	0,2	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3
• productivité du travail effective	1,9	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8
• productivité du travail de LT	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8
• salaire moyen par tête brut réel	1,3	1,9	1,8	1,8	1,8	1,8
• PIB	2,2	2,4	1,5	1,5	1,5	1,5
Taux de chômage	10,0	7,0	4,5	4,5	4,5	4,5
Scénario de référence (A)						
Taux de croissance						
• emploi au sens du BIT	0,2	0,7	-0,2	-0,3	-0,3	-0,3
• population active totale	0,3	0,1	-0,2	-0,3	-0,3	-0,3
• productivité du travail effective	1,9	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8
• productivité du travail de LT	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8
• salaire moyen par tête brut réel	1,3	1,9	1,8	1,8	1,8	1,8
• PIB	2,1	2,5	1,6	1,5	1,5	1,5
Taux de chômage	10,0	7,0	4,5	4,5	4,5	4,5
Hypothèse B						
Taux de croissance						
• emploi au sens du BIT	0,1	0,6	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3
• population active totale	0,2	0,1	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3
• productivité du travail effective	1,9	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8
• productivité du travail de LT	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8
• salaire moyen par tête brut réel	1,3	1,9	1,8	1,8	1,8	1,8
• PIB	2,0	2,4	1,5	1,5	1,5	1,5
Taux de chômage	10,0	7,0	4,5	4,5	4,5	4,5
Hypothèse C						
Taux de croissance						
• emploi au sens du BIT	0,2	0,7	-0,2	-0,3	-0,2	-0,2
• population active totale	0,3	0,2	-0,2	-0,3	-0,2	-0,2
• productivité du travail effective	1,9	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8
• productivité du travail de LT	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8
• salaire moyen par tête brut réel	1,3	1,9	1,8	1,8	1,8	1,8
• PIB	2,1	2,5	1,6	1,5	1,6	1,6
Taux de chômage	10,0	7,0	4,5	4,5	4,5	4,5

Source : hypothèses COR.

La croissance du produit intérieur brut (PIB) est un peu plus importante dans les scénarios où l'on suppose un effet de la réforme en termes de recul de l'âge de liquidation (scénario de référence A et scénario d'effet double C) que dans le scénario avant réforme, dans la mesure où ce recul impliquerait dans une situation de plein emploi des taux d'activité et un niveau d'emploi plus élevés. Au contraire, dans le scénario selon lequel la réforme n'a pas d'effet sur les comportements sauf en ce qui concerne les départs anticipés (B), la croissance est un peu plus faible que dans le scénario avant réforme, dans la mesure où les départs anticipés réduisent les taux d'activité et l'emploi. Ces effets sont toutefois modérés.

EFFECTIFS DE RETRAITÉS ET PENSION MOYENNE

Origine des séries

Le nombre de retraités pris en compte dans les projections est issu de l'agrégation des projections des régimes, après avoir tenu compte des poly-pensionnés (bipensionnés et tripensionnés) dont la part croît au cours de la période de projection. Quatre séries ont ainsi été retenues sur la base des hypothèses envisagées par le COR concernant l'impact de la réforme : l'une, sans prise en compte d'aucun des aspects de la réforme et, les autres, associées au scénario de référence A et aux scénarios alternatifs d'effet de la réforme B et C.

L'évolution de la pension moyenne a été estimée par le COR à partir de l'agrégation des dépenses de l'ensemble des caisses de retraites qui ont effectué l'exercice de projection, cet agrégat ayant été divisé par l'effectif de retraités obtenu précédemment. Là encore, ceci conduit à quatre séries correspondant à l'absence de réforme, au scénario de base A et aux scénarios B et C.

L'évolution du nombre de retraités

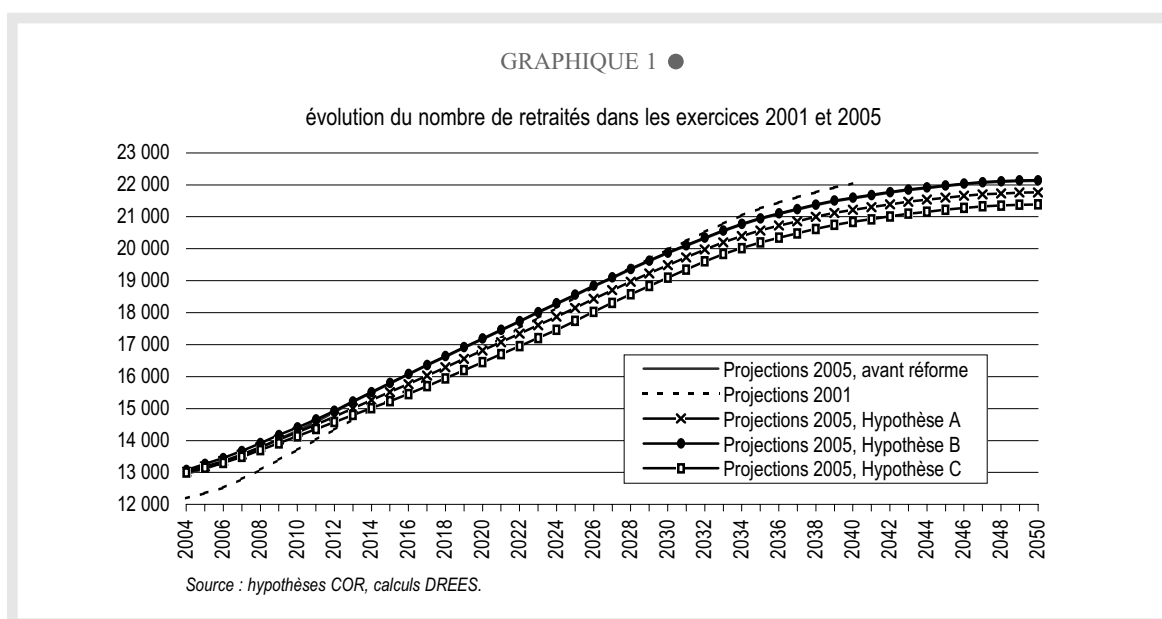
Le graphique 1 retrace l'évolution des effectifs de retraités, d'une part dans l'exercice de projection qui avait été conduit en 2001, d'autre part selon les données fournies par le COR pour l'exercice de projection présent (avec le calage 2000-2003 de la DREES) avant réforme et après réforme, selon les trois hypothèses d'effet de la réforme¹.

Les écarts entre les différentes hypothèses d'effets potentiels de la réforme retracés dans le graphique 1 correspondent à ceux figurant dans le tableau 1.

• Comparaison avec l'exercice 2001

La comparaison avec les évolutions du nombre de retraités utilisées en 2001 laisse apparaître deux importantes différences.

D'une part, le calage de début de période conduit à réviser nettement à la hausse le nombre de retraités initial. Ainsi, dans l'exercice 2005, l'effectif hors réforme en 2004 (la première année de projection) excède de 768 000 retraités l'effectif en 2004 de l'exercice 2001. Dans le précédent exercice, les données utilisées (l'échantillon interrégimes des retraités [EIR] de 1997 et l'enquête Emploi de 2000) étaient moins exhaustives que dans l'exercice 2005 (l'EIR de 2001 et l'enquête Revenus fiscaux de 2000, qui



1. Dans la mesure où les effectifs dans l'hypothèse B diffèrent très peu de ceux du scénario avant réforme, les départs anticipés ne représentant à long terme qu'un millième du stock de retraités, les courbes B et avant réforme sont pratiquement confondues.

apparie des données fiscales à l'enquête Emploi) : tout d'abord, parce que le nombre de générations couvertes par l'EIR 2001 est plus élevé que celui de 1997 ; ensuite, parce que l'enquête Revenus fiscaux de 2000 permet un repérage des retraités plus fin que la seule enquête Emploi (annexe).

D'autre part, la comparaison des deux séries d'évolution des effectifs de retraités montre des différences très importantes. Plus spécialement, les projections 2005 pour 2040 donnent environ 468 000 retraités de moins par rapport aux projections de 2001, ce qui dépasse l'effet escompté de la réforme de 2003 dans sa version centrale. En réalité, la différence entre des deux évolutions (2001 et 2005) est encore plus importante puisque le nouveau calage pour le nombre initial de retraités a conduit à réviser l'effectif de 2004 à la hausse (+768 000 retraités). Ces différences sont dues en partie à des différences dans les projections des taux d'activité aux âges élevés entre les deux exercices, notamment le taux d'activité des femmes de 55-59 ans qui croît de 10,3 points entre 2010 et 2040 dans les projections 2005, contre seulement 2,9 points dans les projections de 2001 (annexe).

L'évolution de la pension moyenne

Le tableau 3 présente les taux de croissance de la pension moyenne retenus pour effectuer les différentes projections. Hors réforme, l'hypothèse d'évolution de la pension moyenne retenue est de 0,9 % à 1,1 % par an jusqu'en 2035, avec ensuite une accélération jusqu'à 1,5 % en moyenne par an entre 2040 et 2050, soit une évolution plus faible d'environ 0,3 point que la croissance de la productivité. Ainsi, avant réforme, l'indice de la pension moyenne nette passerait d'une base 100 en 2003 à un indice 122 en 2020, 152 en 2040 et 176 en 2050.

En comparaison, les données de l'EIR (EIR 1997 et EIR 2001) font apparaître une croissance de la pension moyenne de 2,2 % seulement (en termes réels)

sur 4 ans entre 1997 et 2000, soit un taux de croissance annuel réel d'environ 0,5 %, cohérent avec les observations de la CNAV pour les années 2001, 2002 et 2003 (CNAV, 2003). Les données de la CNAV ne concernent toutefois que la partie CNAV des pensions des polypensionnés – elles ne prennent donc pas en compte l'évolution de la part des polypensionnés dans la population de retraités –, tandis que les données de l'EIR et les projections de la pension moyenne (tableau 3 et graphique 2) concernent les pensions tous régimes. L'hypothèse de croissance

TABLEAU 3 ●

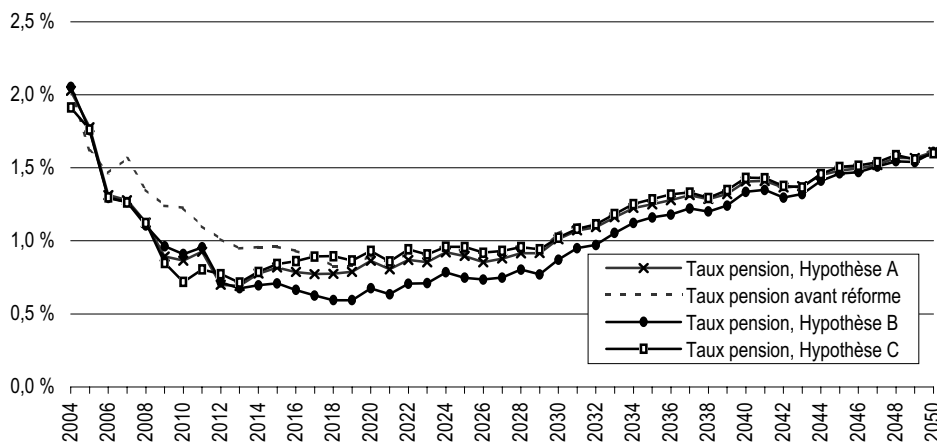
taux de croissance annuel moyen de la pension moyenne* en %

	Hors réforme	Hypothèse de référence A	Hypothèse départs anticipés seuls B	Hypothèse d'effet double C
2004	2,0	2,0	2,1	1,9
2005-2009	1,4	1,3	1,3	1,3
2010-2014	1,0	0,8	0,8	0,8
2015-2019	0,9	0,8	0,6	0,9
2020-2024	0,9	0,9	0,7	0,9
2025-2029	0,9	0,9	0,8	0,9
2030-2034	1,1	1,1	1,0	1,1
2035-2039	1,3	1,3	1,2	1,3
2040-2044	1,4	1,4	1,3	1,4
2045-2049	1,5	1,5	1,5	1,5

* Calculé comme la moyenne des travaux de croissance annuels
 Source : hypothèses COR, calculs DREES.

GRAPHIQUE 2 ●

taux de croissance de la pension moyenne sous les trois hypothèses d'effet de la réforme et avant réforme



Source : hypothèses COR.

retenue pour 2004 et les années suivantes apparaît à cet égard relativement élevée en regard des taux observés entre 1997 et 2003. C'est pourquoi, afin d'examiner la sensibilité des résultats à l'hypothèse d'évolution de la pension moyenne, on a supposé, à titre de variante, que celle-ci pouvait croître de 0,1 point annuel en plus ou en moins entre 2003 et 2020 par rapport au scénario de base du COR.

La réforme d'août 2003 et ses prolongements éventuels ont par ailleurs des effets potentiels sur l'évolution de la pension moyenne. Les trois scénarios envisagés par le secrétariat général du COR intègrent en effet des hypothèses de modifications de plusieurs paramètres (encadré 1).

Ces modifications de la législation auraient des effets potentiels sur l'évolution de la pension moyenne qui dépendent des comportements individuels de liquidation. Ces effets sont toutefois ambigus. En particulier, l'assouplissement de la décote dans le secteur privé et l'allongement de la durée d'assurance nécessaire à l'obtention du taux plein et de la durée de référence utilisée dans le calcul du coefficient de proratisation peuvent jouer en sens contraire sur la pension d'une personne qui liquiderait ses droits au même âge avant et après la réforme d'août 2003. En moyenne, les personnes qui ne modifient pas leur âge de liquidation après la réforme d'août 2003 devraient toutefois obtenir une pension plus faible que celle qu'ils auraient perçue avant la réforme.

Selon l'hypothèse de référence du COR sur les effets potentiels de la réforme (hypothèse A), une partie des actifs décaleraient leur départ en retraite par rapport à l'âge qu'ils auraient choisi avant la réforme, afin d'éviter une réduction de leur pension qui découlerait des nouvelles règles. Par ailleurs, une partie des personnes qui reculent leur âge de départ peuvent bénéficier de la surcote instaurée par la réforme. Toutefois, comme dans cette hypothèse toutes les personnes potentiellement concernées par la réforme ne modifient pas leur âge de liquidation, la pension moyenne croît alors plus lentement que dans le scénario avant réforme. Selon l'hypothèse A de référence, la réforme conduit donc à une réduction d'environ 0,1 point du taux de croissance annuel de la pension moyenne entre 2005 et 2019 ; à partir de 2020, les évolutions sont similaires dans le scénario de référence et le scénario avant réforme, dans la mesure où la montée en charge de la réforme est considérée comme achevée². Sous l'hypothèse de référence, l'indice de la pension moyenne nette passe donc d'une base 100 en 2003 à 119 en 2020, 147 en 2040 et atteint 170 en 2050.

Dans l'hypothèse B (effet des seuls départs anticipés), la réforme d'août 2003 ne modifie pas le comportement des actifs, à l'exception de ceux qui peuvent bénéficier des départs anticipés. Par conséquent, la pension moyenne suit une évolution moins dynamique à moyen et long terme que dans l'hypothèse A et dans le scénario avant réforme. En effet, les personnes qui ne repoussent pas leur âge de départ – en raison notamment de l'accroissement prévu de la durée de cotisation nécessaire à l'obtention du taux plein et à l'acquisition d'une retraite complète – perçoivent en moyenne une retraite plus faible et subissent donc une décote. La différence avec l'hypothèse de référence est surtout marquée lors de la montée en charge de la réforme. Il faut noter que les différences de pension moyenne entre l'hypothèse, selon laquelle la réforme n'a pas d'effet sur les comportements (hors départs anticipés) et le compte avant réforme, auraient été encore plus importantes si les taux de décote appliqués n'avaient pas été réduits par la réforme. Sous l'hypothèse B, l'indice de la pension moyenne nette passe donc d'une base 100 en 2003 à 118 en 2020, 142 en 2040 et 164 en 2050.

Inversement, dans l'hypothèse d'effet double C, les personnes qui choisissent de décaler leur âge de départ sont plus nombreuses que dans l'hypothèse de référence. La pension moyenne est donc un peu plus dynamique lors de la montée en charge de la réforme, principalement avant 2020. Les écarts en termes d'effectifs de retraités entre, d'une part, les hypothèses B (effet des seuls départs anticipés) et A (400 000 actifs reculent leur départ) et, d'autre part, les hypothèses A et C (effet double : 800 000 actifs reculent leur départ) sont identiques (400 000 retraités supplémentaires dans les deux cas). En revanche, les écarts en termes de pension moyenne entre ces différentes hypothèses diffèrent. En effet, les caractéristiques des 400 000 actifs supplémentaires qui décalent leur âge de liquidation dans l'hypothèse C, diffèrent de celles des 400 000 premiers actifs qui le décalent dans l'hypothèse A. Dans ce dernier cas en effet, les personnes qui retardent leur départ à la retraite cherchent essentiellement à éviter la décote liée à l'allongement de la durée de cotisation ; à l'inverse, l'hypothèse C reflète surtout la mise en œuvre de la surcote, laquelle apporte un avantage financier relativement plus limité. Finalement, dans l'hypothèse C, l'indice de la pension moyenne nette passe d'une base 100 en 2003 à 119 en 2020, 148 en 2040 et atteint 171 en 2050.

À long terme, les écarts en matière de taux de croissance de la pension moyenne entre l'hypothèse

2. Par hypothèse, l'allongement de la durée nécessaire à l'obtention du taux plein n'est pas poursuivi après 2020.

avant réforme et les deux hypothèses A et C disparaissent, puisque les effets de la réforme se stabilisent – seuls demeurent des écarts en niveau. Toutefois, l'hypothèse B conduit toujours à des taux d'évolution inférieurs de la pension moyenne, même après 2020, peut-être parce que le nombre de femmes dont la retraite est fixée au minimum contributif continue à croître jusqu'en 2032-2033, alors qu'il commence à décroître plus tôt dans les autres hypothèses.

L'ESTIMATION DES BESOINS DE FINANCEMENT DANS LES SCÉNARIOS AVANT ET APRÈS RÉFORME

Le calcul des besoins de financement repose sur les hypothèses suivantes. On simule, dans un premier temps, le taux de cotisation global du système de retraite permettant d'équilibrer les dépenses et les recettes. Dans un second temps, on compare ce taux de cotisation d'équilibre au taux de cotisation apparent observé lors de l'année de référence (2003). En appliquant cet écart de taux au revenu brut d'activité, on obtient un besoin de financement. Celui-ci, calculé en points de PIB, correspond à l'évolution de la part des dépenses de retraite dans le PIB entre l'année de projection et l'année de référence.

Le revenu moyen net du travail est calculé en appliquant au revenu moyen brut le taux de cotisation d'équilibre. Tous les résultats après réforme qui sont présentés ici intègrent l'augmentation du taux de cotisation à la CNAV de 0,2 point, appliquée dès le 1^{er} janvier 2006. En revanche, le compte avant réforme n'intègre pas cette augmentation. La maquette ne permettant pas de différencier les cotisants à la CNAV des autres cotisants, cet accroissement de 0,2 point a été pondéré par la part de la CNAV et des régimes alignés dans l'ensemble des prestations de retraite, soit environ 40 %. Une hausse de cotisation de 0,08 point a donc été appliquée à l'ensemble des cotisants dès 2006. De ce fait, pour le scénario de base :

- le besoin de financement est réduit de 0,05 point de PIB environ à partir de 2006 ;
- l'indice du pouvoir d'achat du revenu moyen net du travail est réduit d'environ 0,2 à 0,3 point à partir de 2006 ;
- l'effet sur le ratio pension moyenne nette/revenu du travail net moyen est du deuxième ordre (inférieur à l'arrondi).

Toutefois, les résultats n'intègrent ni les transferts potentiels de l'Unedic (voir ci-dessous) ni les éventuelles contributions de l'employeur public.

Pour l'année de référence (2003), la part des dépenses de retraite dans le PIB est de 12,8 % et le ratio pension moyenne nette/revenu moyen net d'activité est de 0,72. Il s'agit d'un ratio macroéconomique calculé en rapportant la pension moyenne nette³ à un salaire net moyen⁴. Le niveau de ce ratio est donc donné à titre indicatif, l'information importante étant son évolution selon le scénario ou la variante.

• Comparaison avec l'exercice 2001

En 2000 (année de référence de l'exercice 2001), la part des dépenses de retraite dans le PIB s'élevait à 12,4 % selon ce nouvel exercice de projection, et le ratio pension moyenne nette/revenu moyens nets du travail, à 0,72. Ce ratio était plus élevé (0,78) dans l'exercice 2001, principalement en raison de la révision à la hausse du nombre initial de retraités entre les deux exercices.

Résultats de la projection avant effets de la réforme et comparaison avec l'exercice 2001

En l'absence de réforme (tableau 4), la part des retraites dans le PIB atteindrait 14,5 % en 2020, 16,7 % en 2040 et 17,1 % en 2050. Les besoins de financement s'élèveraient ainsi à 1,7 point de PIB en 2020, 3,9 points de PIB en 2040 et 4,3 points de PIB en 2050.

Le revenu du travail net moyen passerait dans ce scénario d'un indice 100 en 2003 à un indice 128 en 2020, 170 en 2040 et 201 en 2050. Parallèlement, l'indice de la pension moyenne nette atteindrait 122 en 2020, 152 en 2040 et 176 en 2050.

La diminution du ratio pension moyenne nette/revenu du travail net moyen serait donc relativement modérée, puisqu'il passerait d'une base 100 en 2003 à 95 en 2020, puis 89 en 2040 et 88 en 2050.

Ces résultats sont sensibles à l'hypothèse retenue concernant l'évolution de la pension moyenne à moyen terme. En supposant que celle-ci croît de 0,1 point de moins par an entre 2003 et 2020 que dans le scénario de base du COR, les besoins de financement se trouveraient réduits de 0,1 point de PIB en 2010, de 0,2 point en 2020 et de 0,3 point après 2020 (tableau non présenté).

Ceci suggère que l'évolution relativement favorable de la pension moyenne projetée pèse de façon non négligeable sur les besoins de financement de long terme du système de retraite.

3. Calculée à l'aide d'un taux de cotisation apparent appliqué à une pension moyenne brute d'équilibre déterminée à l'aide de l'ensemble des prestations versées par la branche vieillesse en 2003.

4. Calculé à l'aide du taux de cotisation d'équilibre apparent appliqué au revenu brut d'activité moyen.

ENCADRÉ 2 ●

HYPOTHÈSE ALTERNATIVE D'ÉVOLUTION DE LA PENSION MOYENNE NETTE

Si l'on examine la possibilité que la pension moyenne évolue comme le salaire net moins 0,5 point de pourcentage par an¹, ce qui correspond à une évolution relative de la pension moyenne par rapport au salaire moyen similaire à celle adoptée dans l'exercice 2001², on aboutirait avant réforme (tableau non présenté) à des besoins de moindre ampleur (1,4 point de PIB en 2020 et 3,2 points de PIB en 2040 et 2050). En outre, le ratio pension nette/revenu du travail moyen net diminuerait beaucoup plus rapidement que dans le scénario de base, passant d'un indice 100 en 2003 à un indice 83 en 2040 et 79 en 2050.

1. Noté « -0,5 % par an » dans la suite du texte par souci de simplification.
2. Cela ne signifie pas que l'évolution est identique. En effet, la croissance de la productivité étant plus élevée dans l'exercice 2005 (1,8 % au lieu de 1,6 % annuel), le revenu du travail moyen croît plus rapidement.

ENCADRÉ 3 ●

SIMULATIONS AVANT RÉFORME : COMPARAISON AVEC L'EXERCICE 2001

Dans l'exercice 2001, sous l'hypothèse que la pension moyenne évoluait comme le revenu du travail net moyen -0,5 % par an, la part des dépenses dans le PIB était de 14,2 % en 2020, soit un besoin de financement de 1,5 point de PIB. Elle atteignait 16,3 % en 2040, soit un besoin de financement de 3,5 points de PIB. Parallèlement, le ratio pension moyenne nette/revenu du travail net moyen se dégradait de 14 points entre 2000 et 2040, passant de 0,78 à 0,64. Quatre principaux facteurs différencient les deux projections :

- Les scénarios macroéconomiques diffèrent, non seulement par l'évolution du taux d'activité, mais aussi parce que le taux de chômage d'équilibre est atteint en 2015 dans l'exercice 2005, alors que, dans l'exercice 2001, il l'était en 2010.
- Dans l'exercice 2001, l'évolution de la pension moyenne par rapport au revenu net du travail était plus dynamique en début de période, mais plus lente ensuite. Globalement, cela conduit donc, dans l'exercice 2001, à une dégradation plus rapide du ratio pension moyenne nette/revenu du travail net moyen.
- Le calage initial du nombre de retraités conduit à un ratio de départ pension moyenne nette/revenu du travail net moyen plus élevé dans l'exercice 2001. En revanche, ce calage n'a pas d'effet sur les évolutions des besoins de financement ou du ratio pension moyenne nette/revenu du travail net moyen.
- L'évolution des effectifs de retraités est moins forte dans l'exercice 2005 que dans celui de 2001. Afin de séparer l'effet des modifications des évolutions de la pension moyenne et des effectifs de retraités entre les deux exercices, on a simulé les besoins de financement en utilisant l'ensemble des données macroéconomiques et démographiques, ainsi qu'une pension moyenne évoluant comme le salaire net -0,5 % par an, mais en prenant en compte les effectifs de retraités de l'exercice 2001) lesquels, pour rappel, sont plus faibles en début de période que dans l'exercice 2005, mais sont supposés croître beaucoup plus rapidement (tableau non présenté). D'une part, la comparaison avec la situation sans réforme sous l'hypothèse d'une pension nette évoluant comme le salaire net -0,5 % permet d'apprécier le seul effet du changement des effectifs de retraités. Le seul effet à court terme est la nette amélioration du ratio pension moyenne nette/revenu du travail net moyen : le revenu du travail demeure inchangé, alors que la réduction de l'effectif de retraités en début de période conduit à une amélioration de la pension nette. Ainsi, pour l'année 2005, le ratio pension moyenne nette/revenu du travail net moyen est plus élevé de 6 points avec les effectifs de retraités de l'exercice 2001. Sur le moyen et le long terme, l'hypothèse d'un taux de croissance plus élevé de l'effectif de retraités, à l'image de l'exercice 2001, conduit à une dégradation plus rapide de la situation financière de la branche vieillesse. En 2010, l'écart serait de 0,3 point de PIB de besoin de financement, passant à 0,5 point en 2020, 0,9 point en 2040 et 1,0 point en 2050¹. On peut aussi comparer la simulation utilisant les effectifs de retraités de l'exercice 2001 avec les résultats des projections de l'exercice 2001 (voir tableau 2 p. 48 dans Bonnet et al., 2001). Dans les deux cas, les effectifs de retraités sont identiques. Dans le premier cas, le besoin de financement est plus élevé de 0,6 point en 2040 et de 0,4 point en 2020. Toutefois, c'est en début de période que les écarts sont les plus importants puisque, dans l'exercice 2001, la branche vieillesse était supposée dégager des excédents jusque vers 2012, ce qui n'est pas le cas avec le scénario actuel.

1. L'horizon de projection étant 2040 dans l'exercice 2001, la série d'effectifs de retraités n'est pas disponible pour la période 2040-2050. Sur cette période, on a donc retenu le même taux de croissance que dans l'exercice 2005, ce qui explique que l'écart entre ces deux simulations soit presque stabilisé entre 2040 et 2050.

Les effets de la réforme dans l'hypothèse de référence (A)

Après réforme et dans l'hypothèse de référence retenue par le COR (tableau 4), les besoins de financement atteindraient 0,8 point de PIB en 2020, 2,8 points de PIB en 2040 et 3,1 points en 2050, soit une part prise par la réforme au besoin de financement initial d'environ 53 % en 2020, 28 % en 2040 et 27 % en 2050 par rapport aux projections avant

réforme. Deux facteurs complémentaires sont à l'œuvre : d'une part, la réduction des effectifs de retraités, et donc l'accroissement de la population active (sauf en début de période, puisque les départs anticipés sont supposés excéder les effets liés à la modification du barème), conduisent à une réduction du nombre de bénéficiaires de l'assurance vieillesse et à un accroissement du nombre de cotisants. D'autre part, une partie des assurés ne reculant pas leur départ pour conserver leur niveau de pension,

la pension moyenne est plus faible que dans le scénario avant réforme, ce qui réduit la dépense par bénéficiaire. Une partie importante de la réduction du besoin de financement provient donc de la diminution plus marquée de la pension moyenne après la réforme. Pour faire la part de ces deux phénomènes, on a procédé à une décomposition comptable des effets simulés de la réforme sur le besoin de financement, c'est-à-dire l'accroissement de la part des dépenses de retraite dans le PIB. Plus spécifiquement, on écrit :

$$\begin{aligned} \text{PartPib}^{\text{après}} - \text{PartPib}^{\text{avant}} &= \frac{(\text{Effectif}^{\text{ap}} \times \text{Pension}^{\text{ap}})}{\text{Pib}^{\text{ap}}} - \frac{(\text{Effectif}^{\text{av}} \times \text{Pension}^{\text{av}})}{\text{Pib}^{\text{av}}} \\ &= \text{Effectif}^{\text{ap}} \times \left(\frac{\text{Pension}^{\text{ap}}}{\text{Pib}^{\text{ap}}} - \frac{\text{Pension}^{\text{av}}}{\text{Pib}^{\text{av}}} \right) \\ &\quad + \frac{\text{Pension}^{\text{av}}}{\text{Pib}^{\text{av}}} \times (\text{Effectif}^{\text{ap}} - \text{Effectif}^{\text{av}}) \end{aligned}$$

Le premier terme retrace l'impact potentiel de la réforme lié à l'évolution plus ralentie de la pension moyenne (ou plus exactement l'effet pension moyenne rapporté au PIB) et le second, l'effet lié à la réduction des effectifs de retraités⁵.

L'effet lié au nombre de retraités est pratiquement stable à partir de 2020, date à laquelle la montée en charge de la réforme est considérée comme terminée (tableau 5). Entre 2025 et 2035, l'écart entre les effectifs simulés avant et après réforme se réduit légèrement, compensant l'accroissement des dépenses totales de retraite dans le PIB. Après 2035, cet écart d'effectifs est stable et, le rapport entre la pension moyenne et le PIB n'évoluant plus que très lentement, l'effet lié au nombre de retraités reste donc aussi relativement stable.

TABLEAU 4 ●

résultats : avant et après réforme selon le scénario d'impact de la réforme

	2000	2003	2005	2010	2015	2020	2030	2040	2050
Ratio retraités / actifs									
Avant réforme	0,47	0,48	0,49	0,53	0,58	0,64	0,77	0,85	0,9
Après réforme - hypothèse A	0,47	0,48	0,49	0,52	0,57	0,62	0,74	0,82	0,87
- hypothèse B	0,47	0,48	0,49	0,53	0,58	0,64	0,77	0,85	0,9
- hypothèse C	0,47	0,48	0,49	0,52	0,55	0,60	0,71	0,80	0,84
Indice du pouvoir d'achat du revenu net moyen du travail									
Avant réforme	99	100	103	112	120	128	146	170	201
Après réforme - hypothèse A	99	100	103	112	123	132	151	176	208
- hypothèse B	99	100	102	112	121	130	150	176	208
- hypothèse C	99	100	103	113	124	134	154	178	211
Indice du pouvoir d'achat des pensions nettes moyennes									
Avant réforme	98	100	104	111	117	122	134	152	176
Après réforme - hypothèse A	98	100	104	110	114	119	130	147	170
- hypothèse B	98	100	104	110	114	118	127	142	164
- hypothèse C	98	100	104	109	114	119	130	148	171
Indice pension moyenne nette/revenu du travail net moyen									
Avant réforme	99	100	101	99	97	95	91	89	88
Après réforme - hypothèse A	99	100	101	98	93	90	86	83	82
- hypothèse B	99	100	101	98	94	90	84	81	79
- hypothèse C	99	100	101	97	92	89	85	83	81
Part des dépenses de retraite dans le PIB									
Avant réforme	12,4 %	12,8 %	12,9 %	13,3 %	13,8 %	14,5 %	15,9 %	16,7 %	17,1 %
Après réforme - hypothèse A	12,4 %	12,8 %	13,0 %	13,0 %	13,1 %	13,6 %	14,8 %	15,6 %	15,9 %
- hypothèse B	12,4 %	12,8 %	13,1 %	13,3 %	13,5 %	14,0 %	15,0 %	15,6 %	15,9 %
- hypothèse C	12,4 %	12,8 %	13,0 %	12,8 %	12,7 %	13,2 %	14,4 %	15,2 %	15,6 %
Besoin de financement des régimes en points de PIB									
Avant réforme	0,2	0,0	-0,1	-0,5	-1,0	-1,7	-3,1	-3,9	-4,3
Après réforme - hypothèse A	0,2	0,0	-0,2	-0,2	-0,3	-0,8	-2,0	-2,8	-3,1
- hypothèse B	0,2	0,0	-0,3	-0,4	-0,6	-1,2	-2,2	-2,8	-3,1
- hypothèse C	0,2	0,0	-0,1	0,0	0,1	-0,3	-1,6	-2,4	-2,7

Source : DREES.

5. Cette décomposition n'est pas la seule décomposition comptable possible : on peut en effet pondérer l'écart d'effectifs par la pension moyenne après réforme (rapporté au PIB) et l'écart de pension moyenne (rapporté au PIB) par l'effectif avant réforme. Cette deuxième décomposition donne des résultats tout à fait comparables à celle présentée dans le tableau 5 et le graphique 3.

En revanche, l'effet lié à la diminution de la pension moyenne croît au cours du temps. Représentant environ deux tiers de l'impact total de la réforme ainsi simulé en 2020, il en représente environ les trois quarts en 2050.

À ces deux effets, il convient d'ajouter l'impact plus réduit de l'accroissement du taux de cotisation à la CNAV à partir de 2006. Compte tenu de ces effets différenciés, la réforme, sous l'hypothèse de référence A, aurait aussi pour conséquence de réduire le rapport entre la pension nette moyenne et le revenu du travail net moyen de 5 points supplémentaires en 2020 (6 points en 2040 et 2050) par rapport au scénario avant réforme (tableau 4).

Les projections après réforme sur la base d'hypothèses alternatives d'évolution de la pension moyenne

Cette section examine deux hypothèses alternatives d'évolution de la pension moyenne : l'une suppose que la pension nette évolue comme le salaire net moyen, et l'autre, donnée uniquement à titre de comparaison avec l'exercice 2001, que la pension nette évolue comme le salaire net -0,5 % par an). Dans le premier cas (tableau non présenté), le besoin de financement après réforme serait de 1,8 point de PIB en 2020, 4,7 points de PIB en 2040 et 5,2 points de PIB en 2050. Le rapport entre la pension nette moyenne et le revenu du travail net moyen demeurerait alors, par hypothèse, inchangé. L'effet de la réforme serait donc plus modeste que dans le tableau 4 puisqu'elle n'aurait dans ce cas pas d'effet direct sur la pension moyenne. Le second cas, après réforme, le besoin de financement serait de 1,0 point de PIB en 2020 et de 2,8 points de PIB en 2040 et 2050 (tableau non présenté). Dans ce cas, le rapport entre la pension nette moyenne et le revenu du travail net moyen passerait alors d'un indice 100 en 2003 à l'indice 83 en 2040 et 79 en 2050. L'effet de la réforme (tableaux non présentés) apparaît aussi

plus modeste que dans le tableau 4, puisque cette hypothèse implique également que l'on suppose que la réforme n'a pas d'effet direct sur la pension moyenne.

Les effets de la réforme dans les hypothèses alternatives (B et C) d'effet potentiel de la réforme sur l'âge de liquidation

Le tableau 4 et le graphique 3 comparent l'impact potentiel de la réforme selon le scénario retenu. Avant réforme, le ratio nombre de retraités/nombre d'actifs passerait de 0,48 en 2003 à 0,64 en 2020, puis à 0,85 en 2040 et à 0,90 en 2050. Dans l'hypothèse où la réforme n'aurait pas d'effet sur les comportements de liquidation à l'exception des départs anticipés (B), ce ratio est pratiquement le même que dans le scénario avant réforme, les départs anticipés ne représentant, sauf en tout début de période, qu'un millième du stock de retraités.

En revanche, dans l'hypothèse où 400 000 personnes reculeraient leur départ (A), le ratio serait en 2020 inférieur de 2 points à celui du scénario avant réforme (0,62 contre 0,64) et de 3 points en 2040 (0,82 contre 0,85) et 2050 (0,87 contre 0,90). L'impact sur ce ratio serait approximativement doublé dans l'hypothèse où 800 000 personnes reculeraient leur départ (C).

Sur le long terme, l'hypothèse de référence A et l'hypothèse selon laquelle les comportements ne sont pas modifiés à l'exception des départs anticipés (B) ont un effet identique sur les dépenses de retraite, compte tenu des hypothèses retenues. L'effet simulé de la réforme sur les besoins de financement du système de retraite, qu'elle conduise à un recul de l'âge de liquidation d'une partie de la population de cotisants souhaitant conserver son niveau de pension (hypothèse de référence A), ou que ces cotisants acceptent de partir avec une pension plus faible (hypothèse d'ab-

TABLEAU 5 ●

effets liés à la réforme des variations des effectifs de retraités et de la pension moyenne sur le besoin de financement

Besoin de financement en points de PIB	2010	2020	2040	2050
Effet évolution de la pension moyenne (terme 1)	-0,2	-0,6	-0,8	-0,8
Effet évolution du nombre de retraités (terme 2)	-0,0	-0,3	-0,3	-0,3
Effet total	-0,2	-0,9	-1,1	-1,1

Source : DREES.

sence d'effet sur les comportements sauf les départs anticipés B), est potentiellement peu différent, ce qui correspond à une forme de neutralité actuarielle.

En effet, dans l'hypothèse B, la pension moyenne serait plus faible, avec en revanche un nombre de retraités moins élevé (environ 400 000 personnes). Au total, les prestations brutes de retraite augmenteraient de 187 % entre 2003 et 2050 dans l'hypothèse de référence A et de 181 % dans l'hypothèse où la réforme n'aurait pas d'effet sur les comportements des assurés (B). Comme par ailleurs le PIB est aussi un peu plus important dans l'hypothèse A que dans l'hypothèse B (puisque l'emploi croît plus rapidement), la part des dépenses de retraite dans le PIB, et donc les besoins de financement, apparaissent finalement très proches dans les hypothèses A et B en 2050. Ce résultat est dû en partie au fait que les hommes du régime général qui repoussent leur départ cherchent avant tout à éviter de subir la décote qui leur serait imposée par l'allongement de la durée de cotisation nécessaire à l'obtention d'une retraite complète.

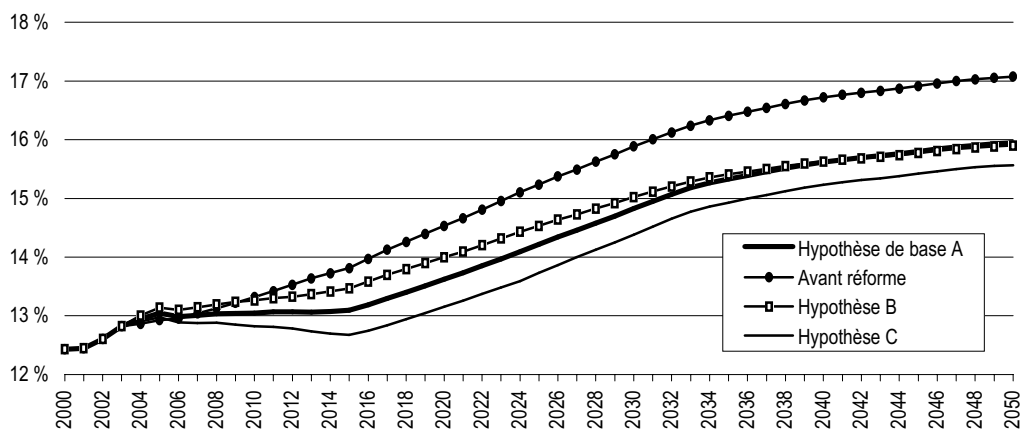
En revanche, le rythme d'accroissement de la part des dépenses de retraite dans le PIB n'est pas identique dans ces deux hypothèses. Dans l'hypothèse de référence, cette part augmente très peu entre 2004 et 2015, alors que, sur cette période, la hausse est plus marquée dans l'hypothèse où la réforme n'a pas d'effet sur les comportements des assurés à l'exception des départs anticipés (B).

Après 2015, la tendance s'inverse, notamment dans la fonction publique, où la masse des pensions est plus élevée en début de période (jusqu'environ 2020) dans l'hypothèse B que dans l'hypothèse de référence (A). Ce n'est qu'après 2020 que, selon le modèle Ariane de la fonction publique, l'effet de la baisse de la pension moyenne sur les prestations totales devient plus important que celui lié à la diminution de la baisse des effectifs.

La comparaison des hypothèses de référence et d'« effet double » (respectivement A et C) avec le scénario sans réforme permet quant à elle de mesurer l'effet du doublement du nombre de départs différés. Dans l'hypothèse C, le besoin de financement passe en effet à 0,3 point de PIB en 2020, soit un financement de 81 % des besoins de financement en 2020, contre 53 % dans l'hypothèse de référence A. Ce besoin atteindrait 2,7 points de PIB en 2050, soit un financement de 36 % des besoins (contre 27 % dans l'hypothèse de base A). En 2020, les écarts sont essentiellement dus aux différences portant sur les effectifs de retraités et au niveau du PIB, plus élevé dans l'hypothèse C. Le besoin de financement reste à l'horizon 2050 plus faible dans l'hypothèse C que dans l'hypothèse de référence, dans la mesure où l'évolution plus dynamique de la pension moyenne n'entraîne pas, comme nous l'avons vu précédemment, de dépenses supérieures à l'impact de la réduction supplémentaire de 400 000 retraités.

GRAPHIQUE 3 ●

évolution de la part des dépenses de retraite dans le PIB
 avant et après réforme selon l'effet supposé de la réforme d'août 2003



Source : DREES.

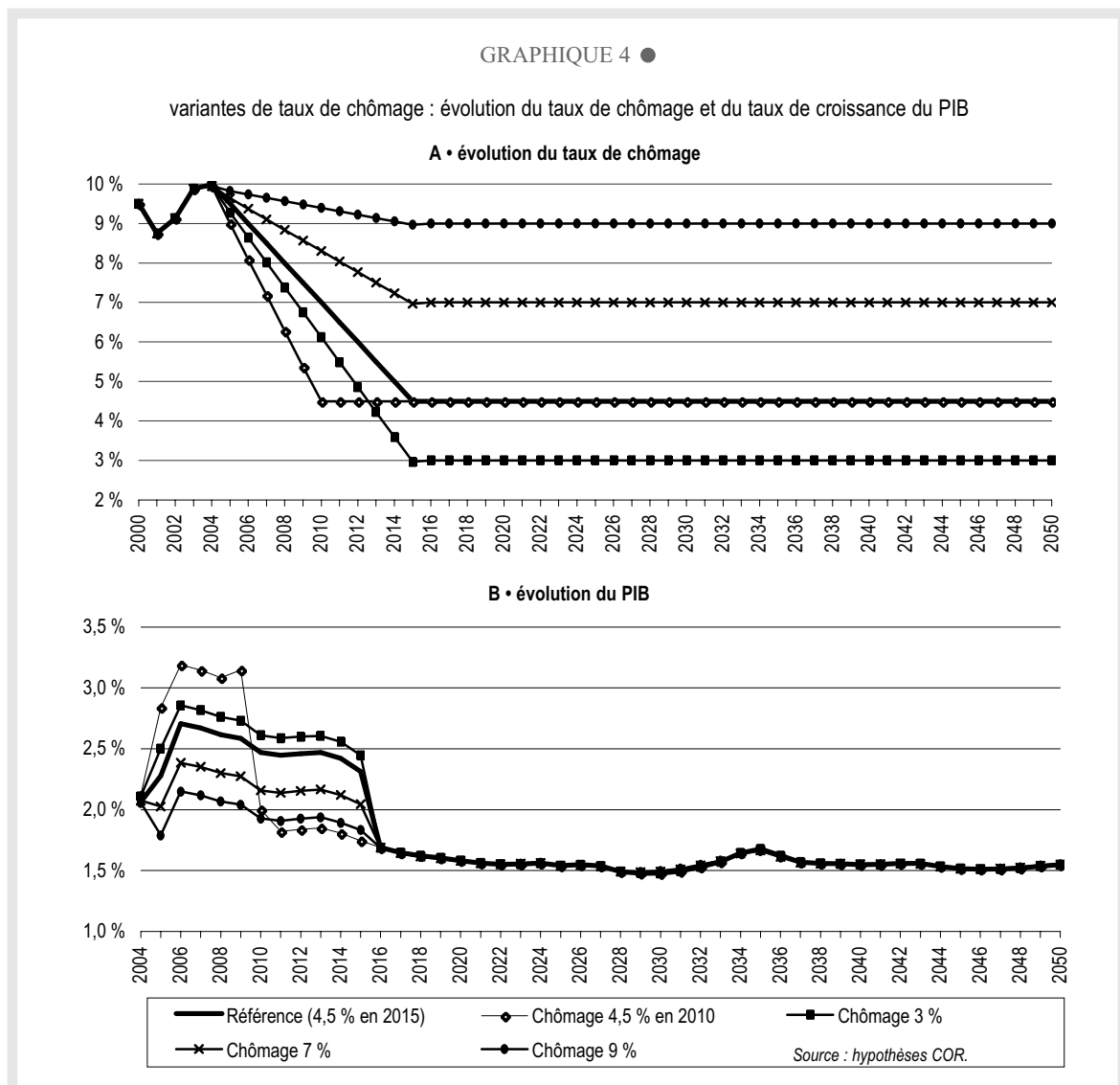
L'IMPACT DES VARIANTES PORTANT SUR LE TAUX DE CHÔMAGE

Quatre variantes de taux de chômage sont examinées. D'une part, on suppose que le taux de chômage d'équilibre atteint en 2015 s'élève à 3 %, 7 % ou 9 %, contre 4,5 % dans le scénario de référence. D'autre part, le taux de chômage d'équilibre de 4,5 % est supposé atteint en 2010 au lieu de 2015. Un taux de chômage d'équilibre plus élevé se traduit par une croissance du PIB plus faible sur la période 2005-2015. Un taux de chômage d'équilibre atteint plus rapidement (2010 au lieu de 2015) se traduit au contraire par une croissance du PIB plus rapide sur la période 2005-2010, mais plus faible sur la période 2010-2015. L'évolution de la pension moyenne est supposée indépendante de la variante et donc identique à celle projetée pour le scénario de référence

(A). En outre, l'évolution des effectifs de retraités est aussi supposée identique à celle du scénario de référence, ce qui signifie en particulier que l'on suppose qu'un taux de chômage plus ou moins favorable ne modifie pas le nombre total de retraités, mais seulement la répartition entre actifs occupés et chômeurs au sein des travailleurs les plus âgés. Cette hypothèse peut être sujette à caution si le passage par le chômage influe sur les choix des salariés ou des entreprises en matière de transition vers la retraite.

Les graphiques 4 présentent l'évolution du taux de chômage et du taux de croissance du PIB selon les différentes variantes de taux de chômage examinées, tandis que le tableau 6 regroupe les principaux résultats permettant de comparer ces différentes variantes de taux de chômage à la situation de référence.

Par rapport à la situation de référence, la variante avec un taux de chômage d'équilibre à 3 % permet



de réduire le besoin de financement de 0,1 point de PIB en 2010, puis d'environ 0,2 point de PIB après 2020. Si le taux de chômage d'équilibre était de 7 %, ce besoin serait au contraire accru de 0,5 point de PIB à partir de 2020 et de 0,8 à 1 point pour un taux de chômage d'équilibre de 9 %. Le besoin de financement est d'autant plus élevé que le taux de chômage d'équilibre est élevé, dans la mesure où le PIB diminue avec le taux de chômage, en raison des effets de flexion, tandis que les prestations de retraites restent par hypothèse constantes. La part des dépenses de retraite dans le PIB croît donc avec le taux de chômage d'équilibre, de même que le besoin de financement. Comme l'indique le graphique 5, l'essentiel des différences est atteint dès 2015.

Parallèlement, le revenu moyen net du travail progresse d'autant plus rapidement que le taux de chômage d'équilibre est faible et, par conséquent, que le nombre d'actifs employés (et donc de cotisants) est important. Comme par ailleurs la masse des prestations de retraites est indépendante du taux de chômage d'équilibre, le taux de cotisation d'équilibre se réduit avec le taux de chômage d'équilibre, ce qui augmente le revenu net moyen. L'évolution de la

pension moyenne nette étant par hypothèse indépendante du scénario macroéconomique, le ratio pension moyenne nette/revenu du travail net moyen diminue aussi d'autant plus rapidement que le taux de chômage d'équilibre est faible. Ces effets sont toutefois d'ampleur très modérée. Ce résultat est en outre fortement lié à l'hypothèse que l'évolution de la pension moyenne nette ne varie pas avec le taux de chômage d'équilibre, c'est-à-dire que les gains permis par une conjoncture économique plus favorable (taux de chômage d'équilibre plus faible) seraient intégralement reversés aux actifs.

Un décalage de 5 ans du rééquilibrage du marché du travail (taux de chômage d'équilibre de 4,5 % atteint en 2010 au lieu de 2015) aurait des conséquences contrastées selon la période d'observation. Si l'équilibre était atteint en 2010, le besoin de financement à horizon 2010 serait réduit de 0,4 point et se transformerait même en excédent. En revanche, l'écart s'inverserait par la suite, en particulier en raison d'une croissance du PIB plus forte dans le scénario de référence entre 2010 et 2015 : sur cette période, le taux de croissance annuel moyen s'élève en effet à 2,3 % dans le scénario de référence, mais

TABLEAU 6 ●

variantes de taux de chômage

	2000	2003	2005	2010	2015	2020	2030	2040	2050
Ratio retraités / actifs									
Situation de référence	0,47	0,48	0,49	0,52	0,57	0,62	0,74	0,82	0,87
Chômage 4,5 % en 2010	0,47	0,48	0,49	0,52	0,57	0,62	0,74	0,82	0,87
Chômage 3 % en 2015	0,47	0,48	0,49	0,52	0,57	0,62	0,74	0,82	0,87
Chômage 7 % en 2015	0,47	0,48	0,49	0,53	0,57	0,63	0,74	0,83	0,87
Chômage 9 % en 2015	0,47	0,48	0,49	0,53	0,57	0,63	0,75	0,83	0,88
Indice pension moyenne nette/revenu du travail net moyen									
Situation de référence	99	100	101	98	93	90	86	83	82
Chômage 4,5 % en 2010	99	100	101	96	93	90	86	83	82
Chômage 3 % en 2015	99	100	101	97	92	89	85	83	81
Chômage 7 % en 2015	99	100	101	98	94	91	87	85	83
Chômage 9 % en 2015	99	100	101	99	95	92	88	86	84
Part des dépenses de retraite dans le PIB									
Situation de référence	12,4 %	12,8 %	13,0 %	13,0 %	13,1 %	13,6 %	14,8 %	15,6 %	15,9 %
Chômage 4,5 % en 2010	12,4 %	12,8 %	13,0 %	12,7 %	13,1 %	13,6 %	14,8 %	15,6 %	15,9 %
Chômage 3 % en 2015	12,4 %	12,8 %	13,0 %	12,9 %	12,9 %	13,4 %	14,6 %	15,4 %	15,7 %
Chômage 7 % en 2015	12,4 %	12,8 %	13,1 %	13,3 %	13,5 %	14,1 %	15,3 %	16,1 %	16,5 %
Chômage 9 % en 2015	12,4 %	12,8 %	13,1 %	13,5 %	13,9 %	14,4 %	15,7 %	16,5 %	16,9 %
Besoin de financement des régimes en points de PIB									
Situation de référence	0,2	0,0	-0,2	-0,2	-0,3	-0,8	-2,0	-2,8	-3,1
Chômage 4,5 % en 2010	0,2	0,0	-0,1	0,2	-0,3	-0,8	-2,0	-2,8	-3,1
Chômage 3 % en 2015	0,2	0,0	-0,2	-0,1	-0,1	-0,6	-1,8	-2,5	-2,9
Chômage 7 % en 2015	0,2	0,0	-0,3	-0,5	-0,7	-1,3	-2,5	-3,3	-3,6
Chômage 9 % en 2015	0,2	0,0	-0,3	-0,6	-1,0	-1,6	-2,9	-3,7	-4,1

Source : DREES.

à 1,8 % seulement dans la variante de retour au plein emploi en 2010. À partir de 2015, les besoins de financement ne dépendraient pas de la date à laquelle l'équilibre serait atteint.

• Variantes de taux de chômage :
 comparaison avec l'exercice 2001

À l'horizon 2040, les écarts entre les différentes variantes de taux de chômage sont assez proches dans les deux exercices de projection (2001 et 2005). Dans l'exercice 2001, l'écart entre la situation de référence et le scénario dit « gris » était de 0,7 point de PIB de besoin de financement en 2040 contre 0,5 point dans l'exercice 2005 (tableau 6). Il en est de même si l'on compare les deux variantes à 3 % : l'écart avec le scénario de référence est de 0,3 point de PIB en 2040, contre 0,4 point de PIB dans l'exercice 2001.

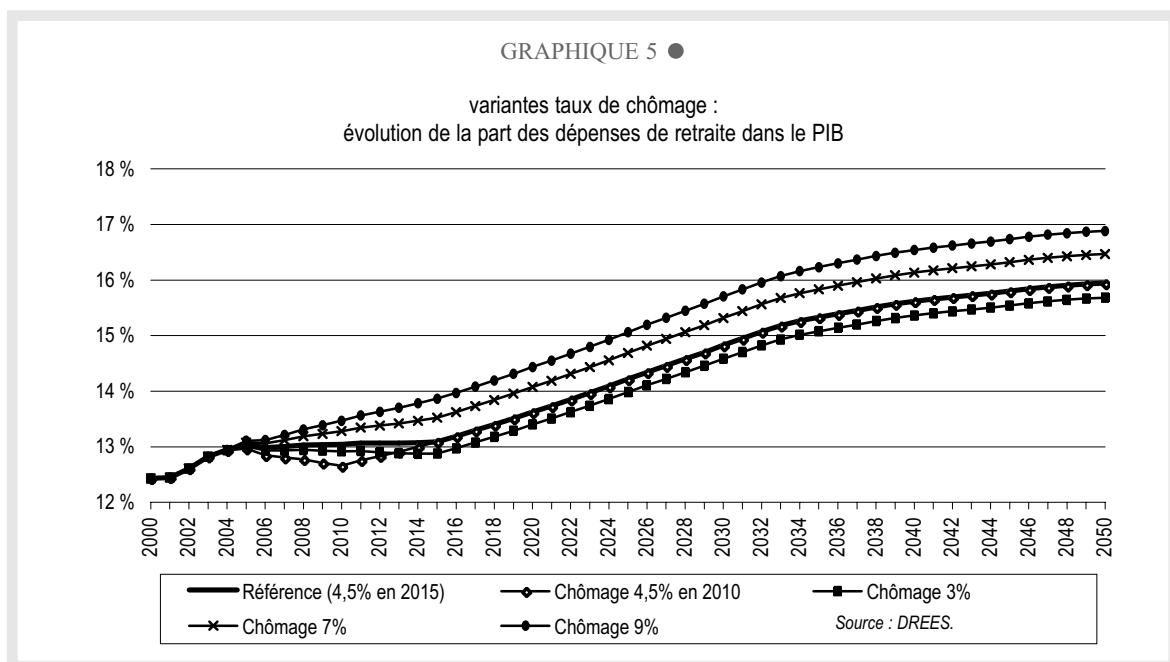
*La question des excédents
 de la branche chômage*

Par hypothèse, le taux de cotisation chômage reste fixé sur l'ensemble de la période de projection. Puisque le scénario de référence simule une réduction du taux de chômage et un retour à l'équilibre de plein emploi en 2015, la branche chômage est susceptible de dégager des excédents. Le COR (COR, 2006) a examiné différentes hypothèses plus précises que celles retenues ici, par exemple en limitant à 3 points le redéploiement du taux de cotisation de l'assurance chômage vers l'assurance vieillesse. On retient ici une modélisation simplifiée consistant à évaluer en points de PIB les excédents potentiellement dégagés par l'assurance chômage dans un contexte de réduction du taux de chômage.

En début de période (2003), la branche chômage enregistre un déficit cumulé de 8,1 milliards d'euros courants. On suppose qu'elle paye un taux d'intérêt réel de 4 % sur ce déficit. Les excédents dégagés en début de période sont d'abord utilisés pour rembourser ce déficit. À partir de 2009, le solde net cumulé de l'assurance chômage redevient positif. On calcule alors chaque année l'excédent disponible, soit en termes de taux de cotisation, soit en points de PIB (on ne suppose donc pas que l'excédent puisse être cumulé). Le tableau 7 indique le gain résultant en termes de pouvoir d'achat du revenu net moyen et de besoins de financement. Il s'agit de la borne supérieure du gain potentiel, puisque les données figurant dans le tableau supposent que les excédents de la branche chômage sont soit intégralement transférés aux travailleurs sous forme d'une réduction du taux de cotisation globale qu'ils supportent, soit intégralement affectés au financement des retraites.

En 2010, dans le cadre du scénario de base, l'excédent de la branche chômage atteindrait 0,8 point de PIB, puis environ 1,4 point de PIB à partir de 2015. Ceci fournit une évaluation de la réduction potentielle des besoins de financement en matière de retraite si l'ensemble de ces excédents était transféré à la branche vieillesse. Si ces gains prenaient la forme d'une réduction du taux de cotisation chômage supporté par les travailleurs, l'indice de pouvoir d'achat s'accroîtrait, par rapport au scénario de référence, de 3 points en 2010, de 6 points en 2020 et de 11 points en 2050.

Ces gains potentiels dépendent naturellement du taux de chômage d'équilibre : plus ce dernier est faible, plus les gains potentiels sont élevés. Ainsi, avec



un taux de chômage d'équilibre de 3 %, le gain potentiel atteindrait 1,7 point de PIB dès 2015, contre 1,4 point de PIB dans le scénario de référence avec un taux de chômage d'équilibre de 4,5 %, 0,8 à 0,9 point de PIB avec un chômage d'équilibre à 7 %, et seulement 0,3 à 0,5 point de PIB avec un taux de chômage d'équilibre à 9 %. Par ailleurs, si le taux de chômage d'équilibre de 4,5 % est atteint dès 2010, le gain atteindrait 1,4 point dès cette année-là (contre 0,8 point en 2010 dans le scénario de référence). La hiérarchie est similaire si l'on raisonne en termes de pouvoir d'achat du revenu net de travail.

Un taux de chômage d'équilibre plus élevé a donc deux effets combinés : d'une part, il engendre des

besoins de financement de la branche retraite plus importants en raison d'une masse salariale plus limitée et donc de cotisations plus faibles ; d'autre part, il réduit les gains potentiels de financement permis par la réduction du chômage.

LES EFFETS DES VARIANTES DÉMOGRAPHIQUES

Six variantes démographiques font par ailleurs l'objet d'étude. Dans deux d'entre elles, l'indice conjoncturel de fécondité est modifié à la hausse (2,1 enfants par femme) ou à la baisse (1,5) par rapport au scénario de référence. Deux autres concernent l'espérance de vie (mortalité haute et

TABLEAU 7 ●

gains potentiels permis par la baisse de chômage en termes de pouvoir d'achat du revenu net moyen du travail ou en termes de financement des déficits de la branche vieillesse

	2010	2015	2020	2030	2040	2050
Scénario de référence (après réforme)						
Indice du pouvoir d'achat du revenu moyen net du travail	112	123	132	151	176	208
<i>Gain dû à la baisse du taux de chômage</i>	3	5	6	7	9	11
Indice après transfert	115	128	138	159	185	219
Besoin de financement des régimes en points de PIB	-0,2	-0,3	-0,8	-2,0	-2,8	-3,1
<i>Gain dû à la baisse du taux de chômage</i>	0,8	1,4	1,4	1,4	1,4	1,5
Besoin de financement après transfert	0,5	1,1	0,6	-0,6	-1,4	-1,7
Chômage 4,5 % en 2010						
Indice du pouvoir d'achat du revenu moyen net du travail	114	123	132	151	176	208
<i>Gain dû à la baisse du taux de chômage</i>	5	5	6	7	9	11
Indice après transfert	119	128	138	159	185	219
Besoin de financement des régimes en points de PIB	0,2	-0,3	-0,8	-2,0	-2,8	-3,1
<i>Gain dû à la baisse du taux de chômage</i>	1,4	1,4	1,4	1,4	1,4	1,5
Besoin de financement après transfert	1,5	1,1	0,6	-0,6	-1,3	-1,7
Chômage 3 %						
Indice du pouvoir d'achat du revenu moyen net du travail	113	123	133	152	178	210
<i>Gain dû à la baisse du taux de chômage</i>	3	7	7	9	11	13
Indice après transfert	116	130	140	161	188	223
Besoin de financement des régimes en points de PIB	-0,1	-0,1	-0,6	-1,8	-2,5	-2,9
<i>Gain dû à la baisse du taux de chômage</i>	1,0	1,7	1,7	1,7	1,8	1,8
Besoin de financement après transfert	0,9	1,7	1,1	0,0	-0,8	-1,1
Chômage 7 %						
Indice du pouvoir d'achat du revenu moyen net du travail	111	121	130	149	173	204
<i>Gain dû à la baisse du taux de chômage</i>	2	3	3	5	6	7
Indice après transfert	113	124	133	153	179	211
Besoin de financement des régimes en points de PIB	-0,5	-0,7	-1,3	-2,5	-3,3	-3,6
<i>Gain dû à la baisse du taux de chômage</i>	0,4	0,8	0,8	0,9	0,9	0,9
Besoin de financement après transfert	0,0	0,1	-0,4	-1,6	-2,4	-2,7
Chômage 9 %						
Indice du pouvoir d'achat du revenu moyen net du travail	111	120	128	147	171	201
<i>Gain dû à la baisse du taux de chômage</i>	0	1	1	2	3	4
Indice après transfert	111	121	130	149	174	205
Besoin de financement des régimes en points de PIB	-0,6	-1,0	-1,6	-2,9	-3,7	-4,1
<i>Gain dû à la baisse du taux de chômage</i>	0,1	0,3	0,3	0,4	0,5	0,5
Besoin de financement après transfert	-0,6	-0,7	-1,3	-2,4	-3,2	-3,5

Source : DREES.

mortalité basse) et les deux dernières supposent un solde migratoire plus important que dans le scénario de référence, respectivement +100 000 et +150 000 individus, contre +50 000 dans le scénario de référence. Ces variantes sont issues de projections de l'INSEE, hormis la variante de solde migratoire à +150 000, construite en ajoutant à la variante +100 000 l'écart entre cette variante et le scénario de référence. Les modifications interviennent dès 2001.

Dans la mesure où les variantes démographiques impliquent une variation de la population en âge d'être retraitée, la solution suivante a été retenue : on calcule, pour le scénario de base, un rapport entre le nombre de retraités et la population de 60 ans et plus (ou, en variante, de 55 ans et plus). Ce

taux a été supposé inchangé dans les variantes démographiques, ce qui permet de recalculer des effectifs de retraités pour chacune de ces variantes. En revanche, l'évolution de la pension moyenne est supposée indépendante de la variante. Les résultats synthétiques sont présentés dans le tableau 8.

Les variantes relatives à la fécondité n'ont pas d'impact avant 2015 et surtout 2020, date à laquelle les générations nées après l'an 2000 arrivent sur le marché du travail. Le ratio entre le nombre de retraités et le nombre d'actifs s'accroît alors d'autant plus rapidement que l'indice conjoncturel de fécondité (ICF) est faible, augmentant de 18 points entre 2020 et 2050 sous l'hypothèse d'un ICF élevé et de 34 points sous l'hypothèse d'un ICF plus bas (25 points entre 2020 et 2040), contre 25 points dans le scénario

TABLEAU 8 ●

variantes démographiques

	2000	2003	2005	2010	2015	2020	2030	2040	2050
Ratio retraités / actifs									
Situation de référence	0,47	0,48	0,49	0,52	0,57	0,62	0,74	0,82	0,87
Mortalité haute	0,47	0,48	0,49	0,52	0,57	0,62	0,73	0,80	0,82
Mortalité basse	0,47	0,48	0,49	0,53	0,57	0,63	0,76	0,86	0,92
Fécondité haute	0,47	0,48	0,49	0,52	0,57	0,62	0,73	0,79	0,80
Fécondité basse	0,47	0,48	0,49	0,52	0,57	0,62	0,75	0,87	0,96
Migration +150 000	0,47	0,48	0,49	0,52	0,56	0,60	0,71	0,79	0,83
Migration +100 000	0,47	0,48	0,49	0,52	0,56	0,61	0,72	0,80	0,85
Ratio pension moyenne nette / revenu moyen du travail net									
Situation de référence	99	100	101	98	93	90	86	83	82
Mortalité haute	99	100	101	98	93	90	85	82	79
Mortalité basse	99	100	101	98	94	91	87	85	85
Fécondité haute	99	100	101	98	93	90	85	81	78
Fécondité basse	99	100	101	98	93	90	87	86	87
Migration +150 000	99	100	101	97	92	89	84	82	80
Migration +100 000	99	100	101	97	93	90	85	82	81
Part des dépenses de retraite dans le PIB									
Situation de référence	12,4 %	12,8 %	13,0 %	13,0 %	13,1 %	13,6 %	14,8 %	15,6 %	15,9 %
Mortalité haute	12,4 %	12,8 %	13,0 %	13,0 %	13,0 %	13,5 %	14,6 %	15,1 %	15,1 %
Mortalité basse	12,4 %	12,8 %	13,1 %	13,1 %	13,2 %	13,9 %	15,2 %	16,3 %	17,0 %
Fécondité haute	12,4 %	12,8 %	13,0 %	13,0 %	13,1 %	13,6 %	14,6 %	14,9 %	14,7 %
Fécondité basse	12,4 %	12,8 %	13,0 %	13,0 %	13,1 %	13,6 %	15,1 %	16,5 %	17,6 %
Migration +150 000	12,4 %	12,8 %	13,0 %	12,9 %	12,8 %	13,2 %	14,2 %	14,9 %	15,3 %
Migration +100 000	12,4 %	12,8 %	13,0 %	13,0 %	13,0 %	13,4 %	14,5 %	15,3 %	15,6 %
Besoin de financement des régimes en points de PIB									
Situation de référence	0,2	0,0	-0,2	-0,2	-0,3	-0,8	-2,0	-2,8	-3,1
Mortalité haute	0,2	0,0	-0,2	-0,2	-0,2	-0,7	-1,7	-2,3	-2,3
Mortalité basse	0,2	0,0	-0,3	-0,3	-0,4	-1,0	-2,4	-3,5	-4,1
Fécondité haute	0,2	0,0	-0,2	-0,2	-0,3	-0,8	-1,8	-2,1	-1,9
Fécondité basse	0,2	0,0	-0,2	-0,2	-0,3	-0,8	-2,3	-3,7	-4,8
Migration +150 000	0,2	0,0	-0,2	-0,1	0,0	-0,4	-1,4	-2,1	-2,4
Migration +100 000	0,2	0,0	-0,2	-0,1	-0,1	-0,6	-1,7	-2,4	-2,8

Source : DREES.

rio de base (20 points entre 2020 et 2040). Le revenu moyen net du travail est plus élevé lorsque que l'indice conjoncturel de fécondité est élevé. Par conséquent, puisque les évolutions de la pension moyenne ne dépendent pas de l'ICF, le ratio pension moyenne nette/revenu net d'activité moyen se dégrade d'autant plus rapidement que l'ICF est élevé. Au total, en 2040, sous l'hypothèse d'un ICF de 1,5 enfant par femme, le besoin de financement serait de 3,7 points de PIB (contre 2,8 points dans le scénario de base) et de 4,8 points en 2050, contre 3,1 points de PIB dans le scénario de base ; à l'inverse, avec un ICF de 2,1 enfants par femme, il ne serait que de 2,1 points de PIB en 2040, et chuterait même entre 2040 et 2050 (1,9 point en 2050). Il faut noter qu'à l'horizon de projection de 2050, les générations plus nombreuses découlant d'un ICF ne sont pas encore parties en retraite.

Le doublement du solde migratoire réduit le besoin de financement de 0,2 point de PIB en 2020, de 0,4 point de PIB en 2040 et de 0,3 point en 2050 ; un triplement le réduit de 0,4 point en 2020 et de 0,7 point en 2040 et 2050. L'effet sur le ratio pension moyenne nette/revenu net d'activité moyen serait très modéré. Ces effets sont présents sur toute la période de projection, le solde migratoire étant supposé modifié dès la première année.

Les variantes relatives à la mortalité encadrent le scénario de base. Dans la variante de mortalité plus faible, le besoin de financement est accru de 0,2 point de PIB en 2020, de 0,7 point de PIB en 2040 et de 1 point en 2050. Dans la variante de mortalité plus élevée, le besoin de financement se trouve au contraire réduit de 0,1 point de PIB en 2020, de 0,5 point de PIB en 2040 et de 0,8 point en 2050.

• Variantes démographiques :
 Comparaison avec l'exercice 2001

Le tableau 9 compare les écarts de besoins de financement entre le scénario central et les scénarios démographiques hauts, pour les exercices 2001 et 2005. Pour 2005, l'évolution de la pension moyenne nette est celle fournie par le COR. Pour l'exercice 2001, la pension moyenne nette évolue de -0,5 % comme le revenu moyen net du travail.

Par rapport à 2001, les variantes démographiques de l'exercice 2005 laissent apparaître en fin de période (2040) des écarts un peu plus marqués avec le scénario de référence. Une différence importante concerne l'évolution de la pension moyenne. Dans l'exercice 2001, la pension moyenne s'ajustait aux variations du revenu net moyen, puisque la pension moyenne nette évoluait comme le revenu moyen net du travail -0,5 %. Ce n'est plus le cas dans l'exercice 2005, l'évolution de la pension moyenne ne dépendant pas du scénario démographique. Si l'on retient pour l'exercice 2005 une évolution du même type qu'en 2001 (revenu moyen net d'activité -0,5 %), les différences entre les variantes démographiques et le scénario de référence sont alors de même ampleur dans les deux exercices de projection.

**LES VARIANTES PORTANT
 SUR UN ACCROISSEMENT
 PLUS LENT OU PLUS RAPIDE
 DE LA PRODUCTIVITÉ DU TRAVAIL**

Deux hypothèses alternatives d'évolution de la productivité du travail sont examinées. Selon la première, la productivité réelle est supposée évoluer au rythme de 1 % par an (productivité basse), et dans la seconde, au rythme de 2,5 % par an (productivité haute), au lieu d'une croissance annuelle de 1,8 % dans le scénario de base. Le choc de productivité intervient en 2006. Une hausse plus rapide de la productivité réelle du travail permet une croissance plus forte des salaires et du PIB ; inversement, une hausse moins rapide de la productivité entraîne une croissance moins importante de ces derniers. En outre, la variation de la productivité est susceptible de modifier l'évolution de la pension moyenne, d'une façon qu'il est nécessaire de préciser en l'absence d'un modèle complètement bouclé. C'est pourquoi, à chacune de ces variantes sur le taux de croissance de la productivité, correspondent aussi deux variantes d'évolution de la pension nette moyenne.

Dans la première variante d'évolution de la pension, le rapport entre la pension nette moyenne et le revenu moyen net d'activité est fixé chaque année au niveau de celui simulé dans le compte de référence (A). Ceci signifie que l'écart de productivité entre le scénario de référence et les deux variantes de productivité haute et basse n'a pas d'impact sur le lien entre la pension nette moyenne et le revenu moyen net d'activité. Par exemple, lorsque la productivité croît plus lentement que dans le scénario de référence, le revenu moyen du travail croît aussi

TABLEAU 9 ●

écarts de besoin de financement
 entre les variantes démographiques hautes
 et le scénario de référence :
 comparaison des exercices 2001 et 2005

	2000	2005	2010	2020	2040	2050
Icf haut						
Projections 2001	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,4	
Projections 2005	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,7	-1,2
Mortalité Haute						
Projections 2001	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,3	
Projections 2005	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,5	-0,8
Migrations 100 000						
Projections 2001	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	
Projections 2005	0,0	0,0	-0,1	-0,2	-0,4	-0,3

Source : DREES.

plus lentement. On suppose alors que les variations sur le revenu net moyen du travail sont intégralement répercutées sur la pension moyenne nette.

Néanmoins, ce mécanisme n'est pas compatible avec l'hypothèse d'une indexation des pensions sur les prix. En effet, lorsque les pensions sont indexées sur les prix, les pensions des retraités qui ont déjà liquidé leurs droits sont indépendantes des variations de la productivité du travail. De la même façon, les salaires portés au compte antérieurement au choc de productivité ne sont pas non plus affectés.

C'est pourquoi, dans une deuxième variante d'évolution de la pension moyenne, on a pris en compte l'hypothèse d'une indexation des retraites sur les prix. En pratique, cette hypothèse d'indexation sur les prix revient à modifier l'écart entre la pension nette moyenne et le revenu moyen net d'activité simulé dans le compte central. Il s'agit, d'une part, de tenir compte du fait que les pensions des retraités qui ont déjà liquidé leurs droits ne sont pas modifiées par le choc de productivité et, d'autre part, de prendre en compte le fait que les salaires portés au compte antérieurement au choc et les points acquis dans les régimes complémentaires ne sont pas non plus affectés. Cette variante a été construite sur la base d'une simulation théorique approximative du fonctionnement des régimes de

retraites, en distinguant d'une part le régime général et les régimes alignés, d'autre part les régimes complémentaires et finalement la fonction publique. Les corrections alors apportées à l'écart entre pension nette moyenne et revenu moyen net d'activité sont relativement importantes, surtout sur la période 2006-2020 au cours de laquelle se fait la montée en charge de la réforme. Cette hypothèse retrace donc un ajustement partiel de la pension moyenne aux variations de la productivité. L'ajustement se fait en outre avec retard puisque, d'une part, les retraités percevant déjà une pension au moment du choc de productivité ne sont pas concernés et, d'autre part, parce que les premiers flux ne le sont que partiellement.

Les résultats des quatre variantes de productivité du travail sont présentés dans les tableaux 10 et 11. Dans le tableau 10, l'indice de pension net sur revenu net moyen du travail est fixé au niveau simulé dans le compte de référence. Dans le tableau 11, les retraites sont supposées indexées sur les prix, quelle que soit l'évolution des salaires. Lorsque le ratio entre la pension moyenne et le revenu net d'activité moyen est supposé suivre les mêmes évolutions que dans le scénario de référence, les besoins de financement et la part des retraites dans le PIB restent donc identiques puisque la part des

TABLEAU 10 ●

variante de productivité - hypothèse 1 :
 chaque année, le ratio pension moyenne nette sur le revenu moyen net d'activité
 est égal à celui de la situation de référence

	2000	2003	2005	2010	2015	2020	2030	2040	2050
Indice pension moyenne nette/revenu du travail net moyen									
Situation de référence	99	100	101	98	93	90	86	83	82
Productivité +1 %	99	100	101	98	93	90	86	83	82
Productivité +2,5 %	99	100	101	98	93	90	86	83	82
Part des dépenses de retraite dans le PIB									
Situation de référence	12,4 %	12,8 %	13,0 %	13,0 %	13,1 %	13,6 %	14,8 %	15,6 %	15,9 %
Productivité +1 %	12,4 %	12,8 %	13,0 %	13,0 %	13,1 %	13,6 %	14,8 %	15,6 %	15,9 %
Productivité +2,5 %	12,4 %	12,8 %	13,0 %	13,0 %	13,1 %	13,6 %	14,8 %	15,6 %	15,9 %
Indice du pouvoir d'achat du revenu net moyen du travail									
Situation de référence	99	100	103	112	123	132	151	176	208
Productivité +1 %	99	100	103	108	113	117	124	133	145
Productivité +2,5 %	99	100	103	116	131	145	179	223	282
Indice du pouvoir d'achat des pensions nettes moyennes									
Situation de référence	98	100	104	110	114	119	130	147	170
Productivité +1 %	98	100	104	105	105	105	106	111	119
Productivité +2,5 %	98	100	104	113	122	131	153	186	231
Besoin de financement des régimes en points de PIB									
Situation de référence	0,2	0,0	-0,2	-0,2	-0,3	-0,8	-2,0	-2,8	-3,1
Productivité +1 %	0,2	0,0	-0,2	-0,2	-0,3	-0,8	-2,0	-2,8	-3,1
Productivité +2,5 %	0,2	0,0	-0,2	-0,2	-0,3	-0,8	-2,0	-2,8	-3,1

Source : DREES.

salaires dans le PIB est par hypothèse constante (tableau 10). En revanche, les gains de pouvoir d'achat des salariés – et donc des retraités qui en bénéficient du fait du maintien du ratio entre la pension moyenne et le revenu net d'activité moyen – sont d'autant plus importants que la productivité est élevée. Ainsi, la pension nette n'augmenterait que de 11 % entre 2003 et 2040 et de 19 % entre 2003 et 2050 avec un taux de croissance annuel de la productivité de 1 %, contre 47 % entre 2003 et 2040 et 70 % entre 2003 et 2050 avec un taux de croissance de la productivité de 1,8 % (scénario de référence), et 86 % entre 2003 et 2040 et 131 % entre 2003 et 2050 avec un taux de croissance de la productivité de 2,5 %.

Lorsque les pensions sont indexées sur les prix (tableau 11), les pensions s'ajustent en partie aux variations de productivité. Les écarts entre les variantes et le scénario de référence en termes d'indice de pension sont donc plus faibles que dans le cas précédent. En revanche, la part des dépenses de retraite dans le PIB n'est plus identique à celle simulée dans la situation de référence, puisque les pensions n'évoluent plus comme le revenu d'activité. Ainsi, sous l'hypothèse de productivité basse (1 % par an), les besoins de financement sont accrus de 1 point en 2020 par rapport au scénario de référence (1,6 point en 2040 et 1,7 point en 2050) ; sous l'hypothèse de productivité haute, ils sont plus faibles de 0,8 point en 2020, de 1,2 point en 2040 et de 1,3 point en 2050.

TABLEAU 11 ●

variante de productivité - hypothèse 2 :
 les retraites des régimes du secteur privé sont indexées sur les prix
 quelle que soit l'évolution des salaires

	2000	2003	2005	2010	2015	2020	2030	2040	2050
Indice pension moyenne nette/revenu du travail net moyen									
Situation de référence	99	100	101	98	93	90	86	83	82
Productivité +1 %	99	100	101	102	100	100	98	97	96
Productivité +2,5 %	99	100	101	95	88	83	77	74	72
Part des dépenses de retraite dans le PIB									
Situation de référence	12,4 %	12,8 %	13,0 %	13,0 %	13,1 %	13,6 %	14,8 %	15,6 %	15,9 %
Productivité +1 %	12,4 %	12,8 %	13,0 %	13,4 %	13,8 %	14,6 %	16,2 %	17,2 %	17,6 %
Productivité +2,5 %	12,4 %	12,8 %	13,0 %	12,8 %	12,6 %	12,9 %	13,7 %	14,4 %	14,7 %
Indice du pouvoir d'achat du revenu net moyen du travail									
Situation de référence	99	100	103	112	123	132	151	176	208
Productivité +1 %	99	100	103	106	110	113	118	126	137
Productivité +2,5 %	99	100	103	117	133	149	185	233	295
Indice du pouvoir d'achat des pensions nettes moyennes									
Situation de référence	98	100	104	110	114	119	130	147	170
Productivité +1 %	98	100	104	108	111	113	116	122	131
Productivité +2,5 %	98	100	104	111	117	124	142	171	212
Besoin de financement des régimes en points de PIB									
Situation de référence	0,2	0,0	-0,2	-0,2	-0,3	-0,8	-2,0	-2,8	-3,1
Productivité +1 %	0,2	0,0	-0,2	-0,6	-1,0	-1,8	-3,4	-4,4	-4,8
Productivité +2,5 %	0,2	0,0	-0,2	0,0	0,2	0,0	-0,9	-1,6	-1,8

Source : DREES.

annexe

ÉLÉMENTS DE COMPARAISON ENTRE LES SOURCES DES EXERCICES DE PROJECTIONS 2001 ET 2005

Les projections de population active

Lors de l'exercice 2001, les projections de population active provenaient d'une révision des projections INSEE-DARES de 1996. Cette révision prenait notamment en compte les effets de la réforme de 1993 sur l'activité des 55-64 ans. Plus précisément, elle intégrait une hausse du taux d'activité des 55-59 ans de 2,5 points à horizon 2015, avec stabilisation à 72,3 % après 2015, et une hausse du taux d'activité des 60-64 ans de 2,3 points à horizon 2030, avec stabilisation à 19,7 % après 2030. Le tableau 1 présente l'évolution des taux d'activité pour les hommes et les femmes en 2001 et en 2005. Pour 2005, on a retenu la variante avant réforme.

On notera qu'en 2000, les taux des 60-64 sont identiques dans les deux exercices : 15,5 % pour les hommes et 13,5 % pour les femmes (graphique 1) et diffèrent assez peu pour les 55-59 ans.

Le taux d'activité des hommes de 55-59 ans augmentait dans l'exercice 2001 de 10,8 points entre 2003 et 2040. L'essentiel de l'accroissement prenait place entre 2003 et 2010 (effet de flexion). Cet accroissement est très atténué dans l'exercice 2005. Il le serait encore plus si l'on tenait compte des départs anticipés (100 000 actifs en moins pour cette tranche d'âge correspondent à 6,4 points de taux d'activité). Pour les femmes, la situation est différente. Les nouvelles projections de population active supposent que le taux d'activité des femmes de 55-59 ans continue à croître après 2015, alors qu'il restait stable dans les projections de 2001. Au total, le taux d'activité des femmes de 55-59 ans croît de 10,3 points entre 2010 et 2040 dans les projections de 2005, contre seulement 2,9 points dans les projections de 2001.

Tableau 1 • Taux d'activité des hommes et des femmes
 selon l'âge dans les exercices 2001 et 2005

Projections 2001						Projections 2005					
Hommes	2003	2010	2020	2030	2040	2003	2010	2020	2030	2040	2050
15-19	11,7	12,4	12,4	12,4	12,4	10,5	10,4	10,5	10,4	10,4	10,4
20-24	57,5	65,5	65,5	65,5	65,5	55,4	56,5	57,5	57,5	57,5	57,5
25-54	94,1	94,8	94,8	94,8	95,0	93,9	93,4	93,1	93,1	93,1	93,1
55-59	70,1	77,5	80,9	80,9	80,9	71,2	74,4	77,3	76,1	76,6	76,5
60-64	16,8	18,9	19,3	19,7	19,7	17,4	17,7	18,3	21,0	24,4	24,2
65 et plus	1,8	1,8	1,9	1,6	1,4	1,7	1,6	1,5	1,3	1,2	1,2
Femmes	2003	2010	2020	2030	2040	2003	2010	2020	2030	2040	2050
15-19	6,3	7,0	7,0	7,0	7,0	4,8	4,7	4,6	4,6	4,6	4,6
20-24	48,3	55,5	55,5	55,5	55,5	46,9	47,8	48,3	48,6	48,6	48,5
25-54	79,7	82,0	83,4	84,3	85,6	79,4	81,1	82,0	82,3	82,4	82,5
55-59	55,5	61,4	64,3	64,3	64,3	55,3	61,8	68,8	70,3	72,1	72,7
60-64	14,6	17,0	18,1	19,4	19,4	15,2	15,1	16,0	18,2	20,4	20,2
65 et plus	1,2	1,1	1,2	1,1	0,9	0,8	0,7	0,7	0,7	0,5	0,5

Source : hypothèses COR.

Le graphique 1 présente l'évolution des taux d'activité des hommes et des femmes de 60-64 ans. Les différences sont très nettes, principalement pour les hommes dont le taux d'activité est supérieur de presque 5 points en 2040 dans les projections de 2005, par rapport aux projections de 2001.

Ces différences ne sont pas sans conséquences sur les taux de retraités par âge et donc sur la projection du nombre de retraités.

Le calage initial du nombre de retraités

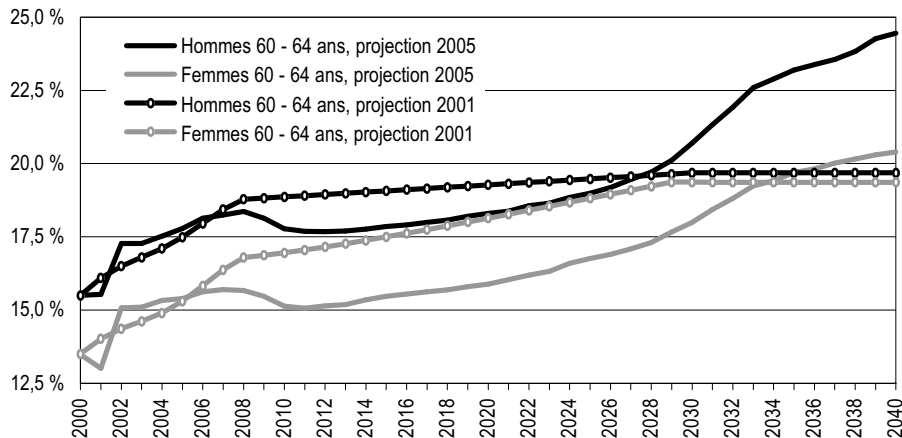
Lors de l'exercice 2001, les taux de retraités détaillés par âge et sexe – et donc le nombre de retraités total servant de base aux projections – étaient estimés à l'aide de l'échantillon interrégimes de retraités 1997 (EIR 1997) et recalés à l'aide de l'enquête Emploi 2000.



Les sources permettant d'estimer le nombre de retraités pour les projections 2005 sont l'EIR 2001 et l'enquête Revenus Fiscaux 2000 (ERF 2000), elle-même constituée de l'enquête Emploi 2001 et des déclarations fiscales pour l'année 2000. Il n'est pas possible de comparer directement les taux de retraités issus des deux estimations, dans la mesure où l'année de base diffère (1997 dans un cas, fin 2000 dans l'autre). Toutefois, on peut comparer la projection au 1^{er} janvier 2001 issue des projections 2001 et l'estimation au 31 décembre 2000 faite pour les projections 2005.

L'estimation peut être considérée comme plus précise en 2005 qu'en 2001 pour différentes raisons. D'une part, l'EIR 2000 offre un plus grand nombre de générations. D'autre part, le travail d'identification des retraités à l'aide de l'ERF 2000 (*Études et résultats*, n° 362 pour une première utilisation) est beaucoup plus précis que celui qui avait été conduit en 2001 à l'aide de l'enquête Emploi 2000, en particulier parce que la séparation entre retraités et préretraités a été faite directement à l'aide de l'ERF, mais aussi parce que la partie « déclarations fiscales » de l'ERF permet une meilleure identification des retraités. Il en découle que les retraités à âge et sexe donnés sont globalement plus nombreux dans l'estimation 2005, en particulier les femmes.

Graphique 1 • taux d'activité des 60-64 ans par genre, comparaison des exercices 2001 et 2005



Source : hypothèses COR.

Ainsi, la comparaison entre les taux de retraités par âge et sexe montre que les estimations de 2005 excèdent systématiquement à l'origine celles de 2001. Pour les hommes, l'écart est d'environ 3 points en moyenne pour les 54-70 ans. Il est d'environ 1 point en moyenne pour les âges les plus élevés. Pour les femmes, les écarts sont encore plus importants. Ceci est dû principalement à deux causes. D'une part, les femmes de 60 à 80 ans retraitées de droit direct sont plus nombreuses dans l'estimation 2005. À l'inverse, les femmes entre ces âges retraitées de droit dérivé sont légèrement moins nombreuses. Le solde est néanmoins en faveur des estimations 2005, notamment pour les femmes de 60 à 70 ans. D'autre part, pour les âges plus élevés (plus de 90 ans), les estimations de 2005 laissent apparaître des taux de retraités de droit direct beaucoup plus faibles (entre 10 et 15 points), tandis que les taux de retraités de droit dérivé sont plus importants (entre 15 et 25 points). L'ampleur des différences pour les droits dérivés aux âges élevés provient en partie de l'intégration des droits dérivés versés à l'étranger (très nombreux selon la CNAV) qui n'étaient pas pris en compte en 2001 (alors que les droits directs versés à l'étranger étaient intégrés). Au total, pour les femmes les plus âgées, l'écart est encore en faveur des estimations 2005, de 7 à 8 points.

En outre, les estimations 2005 intègrent les retraités précoces (avant 54 ans) que l'ERF permet de chiffrer. Ainsi, les retraités de 40 à 53 ans sont au total 206 000.

Globalement, la révision des estimations en 2005 conduit à un accroissement d'environ 760 000 retraités au 31 décembre 2000, par rapport aux projections 2001. Dans la projection 2005 basée sur l'EIR 2001 et l'ERF 2000, l'estimation est d'environ 12,3 millions de retraités au 31 décembre 2001.





Les projections du nombre de retraités

Pour les projections de 2001, la méthodologie utilisée était complexe, séparant droits directs et dérivés selon les sexes et droits versés en France et à l'étranger. Ces huit séries étaient projetées séparément. Les deux séries principales (les droits directs versés en France des hommes et des femmes) utilisaient des tendances issues du modèle Destinie. Plus spécifiquement, les taux de retraités initiaux (en 1997) par sexe et âge détaillé calculés à l'aide de l'EIR 1997 et recalés à l'aide de l'enquête Emploi (voir ci-dessus). À l'aide de la projection fournie par Destinie des taux de retraités des 60, 61, 62, 63 et 64 ans des hommes et des femmes, on dégagait une tendance d'évolution des taux pour ces âges qui était appliquée aux taux initiaux. Pour les âges avant 60 ans et après 64 ans, on utilisait essentiellement l'évolution des taux d'activité. Pour les six autres séries (droits dérivés et droits directs versés à l'étranger), des hypothèses plus *ad hoc* étaient posées. Au final, on disposait de projections de taux détaillés par sexe et âge qui, appliquées aux projections de population, permettaient de déterminer l'évolution du nombre de retraités.

Pour l'exercice actuel, une démarche simplifiée a été retenue. Au nombre de retraités déterminé à l'aide de l'EIR 2001 et de l'ERF 2001 (voir ci-dessus), a été appliqué le taux de croissance annuel fourni par le COR et issu du modèle de micro-simulation de la CNAV pour la projection de l'effectif total de retraités.

La comparaison des deux séries de retraités montre des différences très importantes. Plus spécialement, en 2040, les projections 2005 donnent environ 468 000 retraités en moins par rapport aux projections de 2001, ce qui est plus que l'effet escompté de la réforme de 2003 dans sa version de référence. En réalité, la différence entre les deux évolutions (2001 et 2005) est encore plus importante puisque le nouveau calage pour le nombre initial de retraités a conduit à réviser l'effectif en 2004 à la hausse (+768 000 retraités). Dans l'exercice 2005, en comparaison de l'exercice 2001, l'effectif de début de période (2004) est donc plus élevé (d'environ 768 000) et plus faible (d'environ 468 000) en fin de période (2040).

Dans la mesure où le COR n'a fourni qu'un taux de croissance agrégé des effectifs, il est difficile d'expertiser les différences entre les deux projections. Toutefois, la comparaison des projections d'effectifs de 2001 et des projections de 2005 basées sur le taux de croissance du nombre de retraités issu de Destinie, lequel est assez proche de celui issu du modèle de la CNAV montre que les différences d'évolution des taux de retraités des 60, 61, 62, 63 et 64 ans issus de Destinie entre 2001 et 2005 permettent d'expliquer en grande partie les différences dans les projections des effectifs. Ainsi, les taux de retraités issus de Destinie en 2005 pour les âges de 60 à 64 ans baissent nettement sur la période de projection, diminution qui n'existait pas ou était beaucoup plus faible en 2001. Les écarts entre les deux projections proviennent aussi du fait que le champ

POUR EN SAVOIR PLUS

- Bonnet C., Bontout O. et Cornilleau G., 2001, « Exercices de simulations de l'évolution à long terme du système de retraite », Dossiers Solidarité et Santé, n° 3, juillet-septembre, DREES.
- Bretin E., 2004, « La croissance potentielle de l'économie française à moyen-long terme », note du 1^{er} octobre 2004 remise au COR.
- Brutel C., 2001, « Projections de population à l'horizon 2050 », Insee Première, n° 762, mars, INSEE.
- CNAV, 2003, Recueil statistique.
- Conseil d'orientation des retraites (COR), 2006, Retraites : perspectives 2020 et 2050. Troisième rapport, Paris, La Documentation française (<http://www.cor-retraites.fr/article289.html>).
- Conseil d'orientation des retraites (COR), 2001, Retraites : renouveler le contrat social entre les générations. Premier rapport, Paris, La Documentation française (<http://www.cor-retraites.fr/article25.html>).
- Nauze-Fichet E., 2002, « Projections de population active en 2050 : l'essoufflement de la croissance des ressources en main-d'œuvre », Économie et Statistique, n° 355-356, INSEE.
- Timbeau X. et Plane M., 2004, « Projections macroéconomiques pour l'économie française à l'horizon 2050 », note du 4 octobre 2004 remise au COR.

ÂGE DE DÉPART SOUHAITÉ, ÂGE DE DÉPART PRÉVU ET LIBERTÉ DE CHOIX EN MATIÈRE D'ÂGE DE DÉPART À LA RETRAITE

Benoît RAPOPORT

Ministère de l'Emploi, de la Cohésion sociale et du Logement
Ministère de la Santé et des Solidarités
DREES

L'enquête relative aux intentions de départ à la retraite conduite en 2005 montre que les futurs retraités du régime général âgés de 54 à 59 ans ne seraient que 10 % à souhaiter partir après 60 ans en l'absence de toute contrainte susceptible de peser sur leur choix (« dans l'idéal ») et que l'âge de 60 ans garde une force d'attraction majeure.

Compte tenu des différentes contraintes susceptibles de peser sur leur décision, cette proportion passe à 18 %.

Les personnes les plus diplômées, celles qui vivent sans conjoint, mais aussi celles qui se déclarent satisfaites de leur emploi souhaitent et envisagent de partir plus tard, comme celles qui ont eu une carrière plus courte, des périodes de chômage ou qui craignent pour leur emploi.

En revanche, se déclarer en mauvaise santé ou avoir exercé un métier dangereux influe dans le sens d'une volonté de départ plus précoce.

Enfin, les femmes, les personnes les plus jeunes et celles qui ne sont pas satisfaites de leur emploi se sentent plus contraintes dans leurs choix.

Le système de retraite français offre aux assurés une certaine liberté quant au choix de l'âge de départ en retraite. Toutefois, jusqu'en 2003, dans le régime général, les choix des individus étaient restreints du fait de la forte décote subie par ceux qui n'avaient pas atteint le taux plein ou qui ne justifiaient pas du nombre de trimestres requis pour percevoir une retraite complète (on parle alors dans ce dernier cas de « double décote »), et de l'absence de surcote pour des personnes qui souhaitaient prolonger leur activité après avoir rempli les conditions d'obtention d'une retraite complète. La réforme d'août 2003 a en partie relâché ces contraintes en assouplissant la décote et en introduisant une surcote (voir l'annexe p. 97). Elle a aussi prévu que la fonction publique s'aligne progressivement sur le régime général.

L'enquête relative aux intentions de départ à la retraite, conduite en 2005 par le COR, la CNAV, la DGTPE, la DREES, le SIRCOM et l'INSEE, a permis d'interroger des futurs retraités du régime général et de la fonction publique âgés de 54 à 59 ans (voir l'annexe p. 97) dans un premier temps sur l'âge de départ qu'ils souhaitent, puis dans un second temps sur celui qu'ils envisagent. Un premier objectif de l'étude est de déterminer les caractéristiques individuelles influençant le choix de chacun de ces deux âges. Il est aussi possible de confronter ces deux informations en mesurant l'écart entre ces deux âges, ce qui fournit une première indication sur l'ampleur des contraintes perçues par les individus. Par ailleurs, ceux-ci ont été amenés à exprimer directement la marge de choix dont ils estiment disposer. Un second objectif de cette étude est d'analyser la cohérence entre ces deux mesures de la liberté de choix des salariés et d'identifier les caractéristiques des personnes qui se sentent peu ou très contraintes.

L'étude examine donc les différents facteurs influant sur les réponses apportées aux questions relatives à l'âge de départ en retraite prévu, l'âge de départ souhaité, l'écart entre ces deux âges et la marge de choix quant à la date de départ (encadré 1).

Après avoir présenté les réponses à ces questions, l'influence des différents facteurs explicatifs est examinée en passant en revue successivement l'impact des facteurs sociodémographiques, du revenu et du patrimoine, de la situation familiale, de la satisfaction dans l'emploi, puis de l'état de santé. Enfin, une analyse multivariée permet de prendre en compte simultanément ces différents facteurs.

L'ENQUÊTE CHOIX DE DÉPART À LA RETRAITE : UN CHAMP LÉGÈREMENT RESTREINT POUR LES BESOINS DE L'ÉTUDE

Dans cet article, l'étude porte sur une sous-population de 961 individus, parmi les 1 004 salariés âgés de 54 à 59 ans interrogés qui relevaient du régime général au moment de l'enquête. Les personnes n'ayant pas répondu à l'une des questions sur les âges souhaité et prévu ou n'ayant pas renseigné le salaire net ont été écartées. Parallèlement, les principaux résultats pour la fonction publique (386 observations) sont aussi présentés. Cependant, étant donnée la taille de l'échantillon, il est en général difficile de donner des détails pour la fonction publique (pour les résultats plus détaillés, voir encadré 4 p.48).

PLUS DE LA MOITIÉ DES PERSONNES EN EMPLOI ÂGÉES DE 54 À 59 ANS SOUHAITERAIT PARTIR À LA RETRAITE AVANT 60 ANS

Le seuil de 60 ans garde un pouvoir d'attraction très fort, puisque 37,5 % des salariés du régime général interrogés aimeraient partir à cet âge (46,0 % dans la fonction publique) et près de la moitié (48,7 %) l'envisage (51,2 % dans la fonction publique). Au total, 90,2 % des personnes interrogées (81,9 % dans la fonction publique) souhaiteraient partir à 60 ans ou avant et 81,6 % l'envisagent effectivement (70,5 % dans la fonction publique). À l'opposé, seul un répondant sur dix souhaiterait partir après 60 ans, et seulement 0,4 % après 65 ans (graphiques 1 et 2).

L'âge envisagé et l'âge souhaité paraissent nettement décalés. Les personnes interrogées souhaiteraient ainsi souvent partir à un âge plus précoce que celui qu'ils envisagent réellement. Près d'un tiers des répondants envisage de partir avant 60 ans (ils ne sont que 19,3 % dans la fonction publique). Cette forte proportion ne semble pas pouvoir être attribuée, du moins uniquement, à la méconnaissance du système de retraite du régime général. L'enquête ne permet pas de déterminer le niveau d'information réel des répondants en ce qui concerne leurs droits,

mais les individus étaient interrogés sur leurs sentiments à ce sujet. L'examen de cette variable montre que ce ne sont toutefois pas les individus envisageant un départ précoce qui estiment simultanément avoir un faible niveau d'information. En effet, parmi ceux s'estimant très bien informés, 41,3 % envisagent de partir avant 60 ans, contre 33,4 % de ceux qui s'estiment plutôt bien informés, 34,3 % de ceux qui s'estiment plutôt mal informés et 27,3 % de ceux qui s'estiment très mal informés.

DES CHOIX POUR PARTIE CONTRAINTS : PLUS DE QUATRE SALARIÉS SUR DIX SOUHAITERAIENT EN EFFET PARTIR À UN ÂGE PLUS PRÉCOCE QUE CELUI QU'ILS ENVISAGENT

Les salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans souhaitent partir à 58,8 ans en moyenne, alors qu'ils envisagent un départ un an plus tard en moyenne (tableau 1). À cet égard, les résultats de l'enquête Intentions de départ à la retraite sont proches de ceux qui sont observés dans l'enquête barométrique de la

ENCADRÉ 1 ●

ÂGE DE DÉPART SOUHAITÉ, ÂGE DE DÉPART ENVISAGÉ ET SENTIMENT DE POUVOIR CHOISIR

Les questions posées dans l'enquête sur l'âge de départ souhaité, l'âge de départ envisagé et le sentiment de pouvoir choisir étaient libellées ainsi :

Question 35 : Dans l'idéal, à quel âge souhaiteriez-vous partir en retraite ? [Noter en clair]

Question 36 : Avez-vous le sentiment de pouvoir choisir le moment où vous partirez en retraite ? [Une seule réponse possible]

Oui, tout à fait.

Plutôt oui.

Plutôt non.

Non, pas du tout.

Ne sait pas.

Question 37 : En pratique, compte tenu des différentes contraintes susceptibles de peser sur votre décision (contraintes financières, familiales ou professionnelles), à quel âge envisagez-vous de partir en retraite, dans le cas le plus probable ? [Noter en clair]

La question 36 permettait aux personnes interrogées d'exprimer directement dans quelle mesure elles se sentaient contraintes dans leurs choix de départ en retraite. La comparaison des questions 35 et 37 permet de mesurer l'écart entre l'âge de départ auquel ces personnes souhaiteraient partir et l'âge auquel elles envisagent de partir, ce qui fournit une seconde mesure de la contrainte subie. Il faut toutefois rester prudent, dans la mesure où les personnes sont susceptibles d'intégrer partiellement cette contrainte dans leurs réponses à la question sur l'âge souhaité.

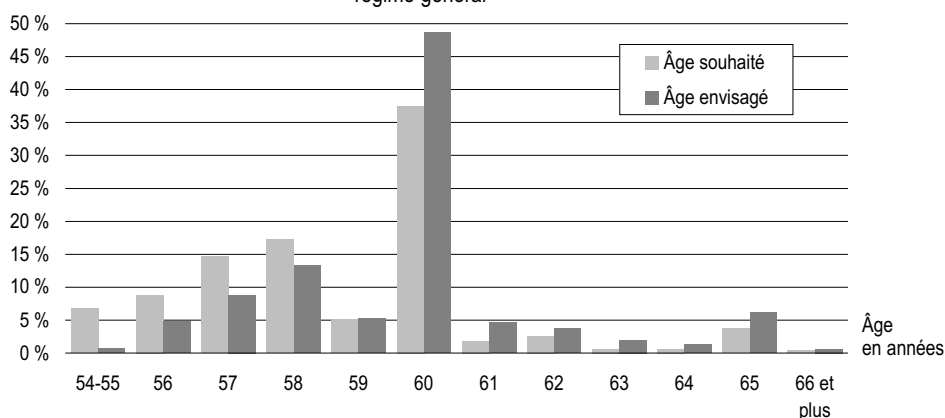
DREES (encadré 2). Dans la fonction publique, les souhaits et les départs envisagés sont en moyenne plus tardifs de 0,8 an : l'âge de départ souhaité est de 59,6 ans, tandis que l'âge de départ envisagé est de 60,4 ans.

L'écart entre âge prévu et âge souhaité donne une idée de la contrainte perçue par les futurs retraités¹, même si cette contrainte est en partie internalisée, de même que les caractéristiques du système de retraite : plus cet écart est important, en valeur absolue, moins l'âge de départ envisagé par les personnes, compte tenu des contraintes auxquelles elles doivent faire face, coïncide avec leur choix idéal. Au total, souhait

et prévision coïncident pour 55,2 % des individus (61,2 % dans la fonction publique [graphique 3]). Le souhait idéal d'un départ plus précoce que l'âge imposé par les contraintes effectives est fort, puisque 41,5 % des salariés (31,0 % dans la fonction publique) aimeraient partir plus tôt que l'âge qu'ils envisagent effectivement : 10,8 % un an plus tôt (10,9 % dans la fonction publique) et 15,1 % deux ans plus tôt (12,4 % dans la fonction publique). Ceci peut suggérer que l'assouplissement de la décote prévue par la réforme d'août 2003 pourrait inciter les salariés à avancer la date de leur liquidation.

GRAPHIQUE 1 ●

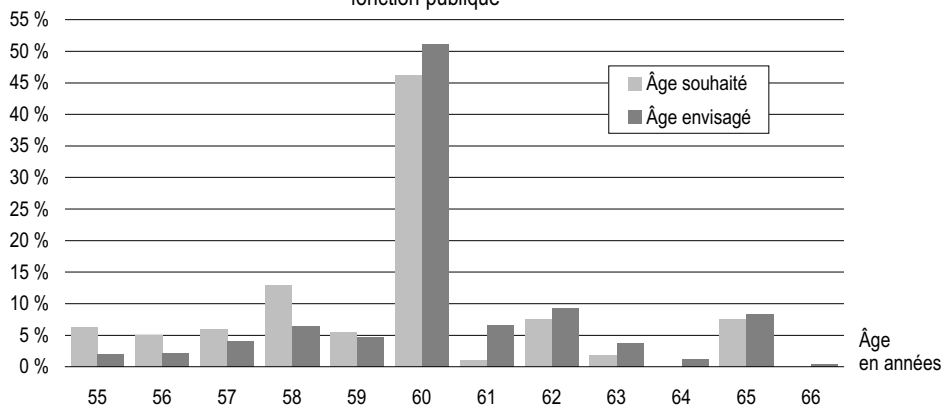
âge de départ souhaité et âge de départ envisagé
régime général



Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

GRAPHIQUE 2 ●

âge de départ souhaité et âge de départ envisagé
fonction publique



Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

1. En réalité, la mesure de la contrainte n'est pas exactement l'écart entre les deux variables d'âge, mais la valeur absolue de cet écart, puisque les personnes qui souhaiteraient partir après l'âge envisagé peuvent se sentir aussi contraintes. Pratiquement tous les résultats présentés dans la suite restent valables si l'on étudie cette variable d'écart en valeur absolue, principalement en raison du faible nombre de répondants souhaitant partir après l'âge envisagé.

TABLEAU 1 ●

âges de départ souhaité et envisagé et sentiment de contrainte sur la date de départ :
caractéristiques sociodémographiques

en %

Variables socio-démographique	Âge souhaité	Âge envisagé	Ecart**	Sentiment de pouvoir choisir le moment du départ (en %)				
				tout à fait	plutôt oui	plutôt non	pas du tout	ne sait pas
Ensemble	58,8	59,8	1,0	18,7	20,2	27,1	33,0	1,0
Genre								
Homme	58,8	59,6	0,8	18,2	21,9	28,3	30,4	1,2
Femme	58,8	60,0	1,2	19,5	17,3	25,0	37,1	1,0
Âge du répondant								
54 ans	57,8	59,1	1,3	12,4	12,9	34,5	39,0	1,2
55 ans	58,2	59,3	1,1	12,8	24,8	22,6	38,7	1,2
56 ans	58,7	59,7	1,0	18,7	22,2	27,0	31,2	1,0
57 ans	59,6	60,4	0,9	14,9	20,0	31,7	32,0	1,3
58 ans	60,1	60,7	0,6	29,0	24,4	19,4	26,3	0,9
59 ans	60,7	60,9	0,2	43,8	18,8	21,2	15,5	0,7
Diplôme								
Aucun diplôme	58,7	59,3	0,6	19,8	23,0	26,9	28,2	2,1
CEP	58,1	59,0	1,0	19,8	20,5	22,2	36,3	1,3
BEPC	58,2	59,4	1,1	12,7	18,5	30,0	38,8	0,0
CAP	58,4	59,3	0,9	21,2	18,2	27,6	31,8	1,1
BEP*	59,1	60,1	0,9	14,5	17,9	29,2	38,3	0,0
BAC	59,4	60,7	1,2	22,2	15,8	23,2	37,7	1,0
1 ^{er} cycle	59,4	60,5	1,1	17,1	20,4	20,6	39,0	2,9
2 ^e cycle et plus	60,1	61,4	1,3	15,2	24,9	35,3	24,6	0,0
CSP								
Cadre	59,8	60,6	0,8	20,3	21,9	31,6	25,1	1,1
Contremaître, agent de maîtrise	58,7	59,6	0,9	24,1	16,9	27,9	30,7	0,4
Employé, personnel de service	58,6	59,9	1,3	16,4	20,2	20,1	42,1	1,2
Ouvrier qualifié	58,0	58,8	0,8	15,2	18,1	30,9	34,2	1,7
Ouvrier non qualifié*	58,7	59,5	0,9	28,2	19,2	20,5	32,0	0,0
Autre*	58,6	59,7	1,1	19,3	31,4	30,0	19,3	0,0
Aucune qualification	Effectif trop faible			Effectif trop faible				

* Moins de 50 observations.

** L'écart est la différence entre l'âge envisagé et l'âge souhaité.

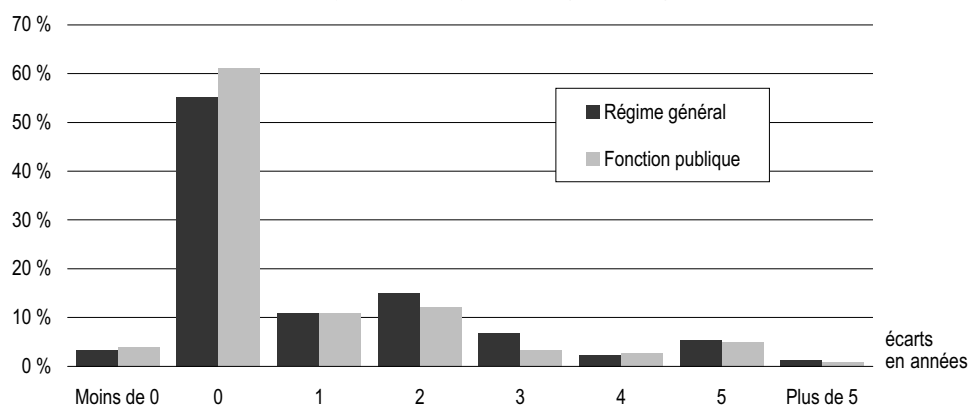
Lecture : les hommes souhaitent partir, moyenne, à l'âge de 58,8 ans.

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 961 observations.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

GRAPHIQUE 3 ●

écart entre l'âge prévu et l'âge souhaité (en années)



Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

Très peu de gens disent souhaiter partir au-delà de l'âge qu'ils envisagent (seulement 3,3 % des salariés du secteur privé et 3,9 % dans la fonction publique), ce qui indique soit qu'ils ne se sentent pas contraints de ce point de vue, soit qu'ils ont intégré la contrainte dans leurs réponses. Il faut noter que la corrélation entre les deux variables d'âges de départ souhaité et envisagé est forte (67,4 %).

Lorsque l'on trace un graphique mettant en relation les âges de départ souhaité et prévu², on observe que la diagonale et la partie immédiatement au-dessus de la diagonale concentrent une large part de l'échantillon : les souhaits affichés par les salariés coïncident partiellement avec ce qu'ils prévoient, compte tenu de leurs contraintes, et la majorité d'entre eux souhaite partir à l'âge auquel ils l'envisagent. Néanmoins, ceci est de moins en moins vrai au fur et à mesure que l'âge envisagé augmente. Lorsque l'âge de départ envisagé est inférieur à 60 ans, on observe que les gens aimeraient prendre leur retraite en majorité à cet âge là. En revanche, de plus en plus aimeraient partir un ou deux ans plus tôt que l'âge envisagé quand celui-ci s'accroît. Ainsi, par exemple, 74,9 % des personnes interrogées envisageant de partir à 57 ans souhaitent effectivement partir cet âge et 15,0 % à 56 ans. Au contraire, 49,1 % des salariés envisageant un départ à 58 ans souhaitent effecti-

vement partir à cet âge, tandis que 20,5 % souhaitent partir à 57 ans et 12,6 % à 56 ans. Quand l'âge envisagé atteint 60 ans, apparaît une polarisation, avec d'un côté ceux pour lesquels souhait et prévision coïncident et, de l'autre, ceux qui voudraient partir plus tôt que ce qu'ils envisagent. Ces conclusions se dégagent aussi pour la fonction publique, bien que la taille de l'échantillon ne permette pas de détailler les résultats.

Pour un peu plus de la moitié des individus, l'âge de départ souhaité coïncide donc avec l'âge de départ envisagé. Lorsqu'on interroge directement les personnes sur le sentiment de pouvoir choisir le moment de leur départ en retraite, leurs réponses montrent toutefois qu'elles se sentent davantage contraintes que ne le laisse entrevoir la différence entre les âges de départ souhaité et envisagé précédemment déclarés. Une majorité d'entre elles estiment ne pas pouvoir choisir (graphique 4). Plus précisément, un tiers des répondants estime ne pas pouvoir choisir du tout et un peu plus d'un quart (27,1 %) répond « plutôt non » à cette question ; ceux qui estiment pouvoir tout à fait choisir ne sont que 18,7 %. Dans l'ensemble, les futurs retraités du régime général se considèrent donc comme plutôt contraints. En revanche, dans la fonction publique, la majorité des répondants (55,2 %) s'estiment peu ou pas contraints dans leur choix.

ENCADRÉ 2 ●

COMPARAISON AVEC LE BAROMÈTRE DREES VAGUE 4 (2004)

Selon la vague 4 d'avril 2004 de l'enquête barométrique annuelle de la DREES, l'âge moyen souhaité (« Dans l'idéal, à quel âge souhaiteriez-vous ou auriez-vous aimé prendre votre retraite ? ») est de 58,0 ans pour les répondants en emploi dans le secteur privé et âgés de 54 à 59 ans, soit une population comparable à celle interrogée dans l'enquête Intentions de départs à la retraite, à la différence près que seules des personnes dont la carrière au régime général était suffisamment longue ont été retenues dans cette dernière. Le sous-échantillon du baromètre est toutefois de petite taille. L'âge souhaité est donc plus faible, en moyenne de 0,8 an, dans le baromètre. Les distributions des âges souhaités dans les deux enquêtes sont relativement proches, la différence la plus marquée étant que, pour les âges inférieurs à 60 ans, on observe un net mode à 55 ans dans le baromètre (31,0 % de l'ensemble des réponses), alors que ce mode n'est pas présent dans l'enquête Intentions de départ, où les répondants se partagent essentiellement entre les âges de 57 et 58 ans, et, dans une moindre mesure, 56 ans. Une interprétation probable de ces différences tient au libellé des questions. Dans le baromètre, les individus étaient interrogés sur l'âge auquel ils souhaiteraient ou auraient aimé prendre leur retraite, tandis que la question dans l'enquête Intentions de départs ne portait que sur l'âge souhaité. Il en résulte qu'il était possible, dans le baromètre, d'indiquer un âge inférieur à l'âge du répondant. Si, arbitrairement, on remplace l'âge souhaité par l'âge du répondant lorsque celui-ci a donné un âge inférieur à son âge, la nouvelle variable d'âge souhaité a pour moyenne 58,5 ans, soit à peine moins que l'âge souhaité dans l'enquête Intentions de départ.

Les différences sont plus marquées pour l'âge envisagé. La question du baromètre stipulait seulement : « Et à quel âge, d'après vous, pourriez-vous prendre votre retraite ? », sans mentionner les différentes contraintes. Au total, l'âge moyen envisagé est de 60,8 ans (de même si l'on considère les 50-59 ans), contre 59,8 ans dans l'enquête Intentions de départ. D'une part, les répondants sont beaucoup plus nombreux à envisager un âge supérieur à 60 ans dans le baromètre (en particulier 65 ans), ce qui tient à la sélection opérée sur l'échantillon de l'enquête Intentions de départ, puisque l'on a retenu uniquement des répondants ayant une durée de carrière au régime général relativement importante. D'autre part, symétriquement, les parts des répondants envisageant un départ à 60 ans étant très proches (48,7% dans l'enquête Intentions de départ, contre 49,9% dans le baromètre), la proportion de répondants envisageant de partir avant 60 ans est beaucoup plus forte dans l'enquête Intentions de départ, en partie parce que, du fait qu'ils ont eu une carrière relativement longue, ils seraient plus nombreux que dans le baromètre à pouvoir bénéficier d'un départ anticipé pour carrière longue.

2. Graphique non-présenté ici.

Les deux mesures paraissent relativement cohérentes. L'écart moyen entre âge prévu et âge souhaité est de 0,2 an pour ceux qui déclarent avoir tout à fait le choix, de 0,3 an pour ceux qui déclarent plutôt l'avoir, de 1,2 an pour ceux qui indiquent plutôt ne pas l'avoir, et enfin de 1,7 an pour ceux qui estiment ne pas avoir du tout le choix. La distribution est la même dans la fonction publique, si ce n'est que l'écart n'est que de 1,5 an pour ceux qui estiment ne pas avoir le choix du tout. Les sentiments des individus quant à leur liberté de choisir le moment de leur départ à la retraite semblent donc en accord avec l'écart entre les âges envisagé et souhaité déclarés à l'enquêteur. Toutefois, une part importante de ceux pour lequel l'écart entre âge prévu et âge souhaité est nul déclare aussi ne pas avoir le choix, ce qui pourrait signifier, soit que la contrainte perçue est intégrée dans les souhaits formulés, soit qu'ils estiment que même si leur choix n'aurait pas abouti à un âge de départ différent, ils ressentent le système de retraite comme contraignant dans son ensemble.

DES ÂGES DE DÉPART SOUHAITÉ ET ENVISAGÉ D'AUTANT PLUS ÉLEVÉS QUE LES SALARIÉS SONT ÂGÉS : DES EFFETS LIÉS POUR PARTIE AU MODE DE CONSTITUTION DE L'ÉCHANTILLON

Les caractéristiques sociodémographiques individuelles, les conditions d'emploi, les revenus, l'état de santé et les projets de l'individu sont susceptibles d'influer sur les réponses, soit directement, soit parce que ces variables reflètent d'autres caractéristiques individuelles. Par exemple, l'âge souhaité peut être plus faible parmi les personnes qui se déclarent peu satisfaites de leur emploi et qui peuvent alors se sen-

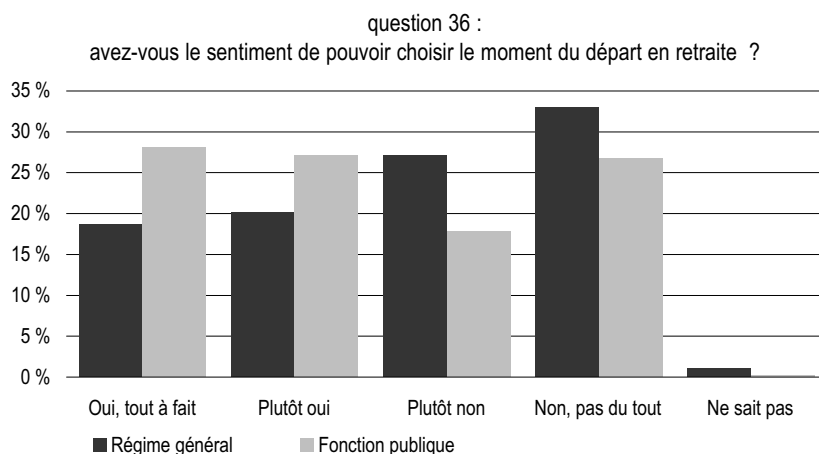
tir plus contraintes. De la même façon, les personnes se jugeant en mauvaise santé peuvent envisager et souhaiter partir plus tôt.

Dans toute la suite, les résultats présentés concernent les salariés du régime général ; les différences avec la fonction publique sont présentées dans l'encadré 4 p. 48.

Dans la mesure où seuls les souhaits et les intentions en matière d'âge de départ des personnes interrogées sont observés dans l'enquête, il est important d'examiner comment ces deux variables d'âge, en particulier les intentions, évoluent avec l'âge de la personne, afin de comprendre si elles se modifient au fur et à mesure qu'elles approchent de l'âge auquel elles peuvent prétendre partir en retraite. L'enquête ne permet cependant pas de répondre précisément à cette interrogation, principalement parce que, pour les âges les plus élevés, les personnes qui souhaitaient et qui ont pu partir plus tôt ne sont plus présentes dans cet échantillon de salariés en emploi (voir annexe p. 97).

Ainsi, en moyenne, l'âge de départ envisagé croît continûment avec l'âge de la personne interrogée : il passe de 59,1 ans (59,5 ans dans la fonction publique) pour les 54 ans, à 60,9 ans (61,1 ans dans la fonction publique) pour les 59 ans ; la croissance la plus marquée se situe entre les personnes âgées de 56 ans et celles âgées de 57 ans. Cet effet est mécanique, puisque les répondants âgés de 59 ans, par exemple, ne peuvent envisager un âge inférieur à leur âge. Par ailleurs, les individus de cette classe d'âge ayant eu la possibilité de bénéficier des mesures relatives aux départs anticipés sont absents de l'échantillon, ce qui conduit à surestimer le lien entre âge du répondant et âge de départ envisagé. De la même façon, l'âge de départ souhaité croît avec

GRAPHIQUE 4 ●



l'âge du répondant. Seulement 28,9 % (29,8 % dans la fonction publique) des salariés âgés de 54 ans souhaiteraient partir à 60 ans et 4,5 % (10,3 % dans la fonction publique) après 60 ans, tandis que les deux tiers d'entre eux aimeraient partir avant 60 ans (trois répondants sur cinq dans la fonction publique). Dans cette génération, 47,2 % (36,2 % dans la fonction publique) envisagent de partir avant 60 ans. Il est difficile de savoir s'il s'agit là d'un problème d'information sur les conditions de départ en retraite au régime général, ou si les répondants se sont assurés qu'ils pourront effectivement bénéficier d'un départ anticipé. Néanmoins, ceux qui déclarent envisager de partir tôt sont aussi, en moyenne, ceux dont l'âge déclaré de début d'activité est le plus faible, donc ceux qui ont eu *a priori* une carrière longue. Ils sont aussi globalement en plus mauvaise santé, et peuvent être donc susceptibles de bénéficier des départs pour inaptitude ou invalidité³.

Enfin, plus les salariés vieillissent, plus ils ont le sentiment de pouvoir choisir leur âge de départ, alors même que les possibilités d'âge de départ se réduisent : la proportion de ceux qui déclarent n'avoir « pas du tout » le sentiment de pouvoir choisir passe de 39,0 % à 54 ans à 15,5 % à 59 ans. Dans le même temps, ceux qui déclarent l'avoir « tout à fait » passent de 12,4 % à 43,8 %. Les évolutions selon l'âge sont régulières. Ce résultat peut à nouveau être en partie imputé au fait que les personnes sont placées devant un choix à venir, si bien qu'elles n'intègrent probablement pas dans leur réponse le fait qu'elles auraient choisi un âge de départ plus précoce que l'âge atteint au moment de l'enquête. De surcroît, plus l'âge du répondant est élevé, plus la probabilité d'être en bonne santé, d'être satisfait de son emploi ou d'avoir de bonnes conditions de travail est importante – facteurs qui réduisent le sentiment de contrainte, comme la suite de l'étude permettra de le constater.

LES FEMMES SE SENTENT DAVANTAGE CONTRAINTE QUE LES HOMMES...

Si les souhaits sont identiques pour les hommes et les femmes avec un âge de départ souhaité de 58,8 ans en moyenne, l'âge de départ envisagé est en revanche plus tardif pour les femmes : la moyenne est de 60,0 ans pour les femmes et de 59,6 ans pour les hommes ; la différence entre les écarts moyens de

0,4 an est significative⁴. Ces différences en termes d'âge de liquidation envisagé correspondent, en partie, aux différences constatées sur les générations ayant déjà liquidé leurs droits à la retraite. À titre de comparaison, en 2003, l'âge moyen à la liquidation au régime général était de 61,2 ans pour les hommes et de 62,1 ans pour les femmes⁵. Ces différences entre les hommes et les femmes le genre se retrouvent dans le sentiment de pouvoir choisir : 37,1 % des femmes déclarent ne pas avoir du tout le sentiment de choisir, contre 30,4 % des hommes⁶. Ceci tient en particulier au fait que les femmes ont en moyenne des carrières plus courtes que les hommes et sont plus nombreuses à ne pas pouvoir justifier d'une durée d'assurance suffisamment élevée pour bénéficier du taux plein.

... ET ELLES SONT PROPORTIONNELLEMENT PLUS NOMBREUSES À ENVISAGER DE PARTIR À 60 ANS OU PLUS TARD

Plus précisément, dans le régime général, les distributions des âges de départ souhaités diffèrent assez peu entre hommes et femmes, les différences n'étant marquées que pour les âges de 56 ans (les hommes sont plus nombreux) et de 58 ans (les femmes sont plus nombreuses). Il y a aussi légèrement plus d'hommes souhaitant partir entre 61 et 64 ans. Pour les âges envisagés, les différences sont beaucoup plus nettes, puisque près de six femmes sur dix envisagent de partir à 60 ans (contre un peu plus de quatre hommes sur dix) et 7,5 % des femmes envisagent de partir à 65 ans (contre 5,3 % des hommes). *A contrario*, les hommes sont beaucoup plus nombreux à envisager de partir avant 60 ans, principalement à 56, 57 et 58 ans (31,4 % contre 19,4 % des femmes). Ceci pourrait signifier que la part des hommes espérant bénéficier des mesures relatives aux départs anticipés est considérable, du moins parmi les personnes encore en emploi après 54 ans.

L'ÂGE DE DÉPART PRÉVU ET L'ÂGE DE DÉPART ENVISAGÉ CROISSENT AVEC LE NIVEAU DE DIPLÔME

Les différences sont assez marquées, pour l'âge souhaité comme pour l'âge envisagé, entre les salariés qui n'ont pas le bac – environ les deux tiers souhaitent

3. Les effectifs sont toutefois trop faibles pour développer l'analyse.

4. Au seuil de 1 % (test d'égalité des moyennes).

5. La sélection de l'échantillon explique en partie les différences entre les déclarations enregistrées dans l'enquête et les observations issues des registres de la CNAV. En particulier, dans l'échantillon interrogé, sont sélectionnés des individus dont la carrière au régime général est suffisamment longue, ce qui conduit à homogénéiser partiellement le profil des hommes et des femmes.

6. Un test de Kolmogorov-Smirnov montre qu'il n'y a toutefois pas de différence statistique entre les distributions des réponses à cette question.

partir entre 55 et 59 ans – et ceux qui ont le bac ou un diplôme de 1^{er} ou de 2^e cycle – environ la moitié souhaite partir à 60 ans, et entre 12 % (1^{er} cycle) et 20 % (2^e cycle) après 60 ans. Cet écart se retrouve au niveau de l'âge de départ envisagé. Globalement, pour les salariés du régime général, âge souhaité et âge envisagé croissent avec le niveau de diplôme, à l'exception des répondants sans diplôme : l'écart entre les titulaires d'un certificat d'études primaires (CEP) et les titulaires d'un diplôme du 2^e cycle est ainsi de 2 ans pour l'âge souhaité et de 2,4 ans pour l'âge envisagé.

En revanche, le diplôme semble avoir assez peu d'effet sur l'écart entre âge prévu et âge souhaité, ou encore sur le sentiment de pouvoir choisir le départ, ce qui indique que les évolutions des âges souhaités et envisagés selon le diplôme sont relativement parallèles. Il reste que l'écart entre âge envisagé et âge souhaité est un peu plus important pour les plus diplômés (bac et diplômes universitaires) ; chez les répondants sans diplôme, l'écart entre prévision et souhait est beaucoup plus faible que les autres. Enfin, même si le diplôme paraît avoir certains effets sur le sentiment de pouvoir choisir la date de son départ, aucune régularité ne se dessine clairement en ce domaine.

Le lien entre le diplôme et la catégorie socioprofessionnelle (CSP) n'est pas direct et il varie selon les générations. Aussi retrouve-t-on seulement partiellement les résultats précédents lorsque l'on examine l'effet de la CSP sur les choix de départ en retraite. S'il ne semble pas y avoir de lien systématique entre une qualification élevée et des âges de départ souhaités et envisagés plus tardifs, il s'avère tout de même qu'en moyenne les cadres souhaitent et envisagent de partir nettement plus tardivement que les autres salariés. Les écarts entre les souhaits et les prévisions varient assez peu entre les CSP, à l'exception des employés, pour lesquels l'écart est le plus important (1,3 an contre 0,8 an à 0,9 an pour les autres CSP et 1,1 an pour la CSP « Autres »). Les différences sur le sentiment d'avoir le choix ne sont également pas très importantes selon les CSP. Néanmoins, les employés sont nettement sur-représentés parmi les salariés qui déclarent ne pas avoir le choix du tout (37,4 % alors qu'ils ne sont que 29,3 % de l'échantillon), mais sous-représentés parmi ceux qui n'auraient plutôt pas le choix (21,8 %). À l'opposé, les cadres sont sous-représentés parmi ceux qui déclarent ne pas avoir le choix du tout (21,3 %, alors qu'ils représentent 28,0 % de l'échantillon). Quant aux ouvriers qualifiés, ils sont un peu moins nombreux parmi ceux qui déclarent avoir le choix⁷.

LES PERSONNES AYANT LES SALAIRES LES PLUS ÉLEVÉS SE SENTENT MOINS CONTRAINTES QUE LES AUTRES ET ENVISAGENT DES ÂGES DE DÉPART À LA RETRAITE PLUS TARDIFS

Le salaire perçu recouvre en partie les différences précédentes en matière de diplôme ou de CSP. À cet égard, les réponses en termes d'âge de départ souhaité ou envisagé selon le niveau de salaire suivent des profils qui présentent des similitudes avec ce qui a été observé précédemment (tableau 2). Ces réponses semblent relativement homogènes jusqu'à un salaire d'environ 2 500 euros mensuels. Les âges de départ souhaités et envisagés sont ensuite plus importants pour les salaires de la tranche 2 500-3 500 euros et surtout pour ceux dont le salaire mensuel excède 3 500 euros. Les personnes se situant dans ces deux tranches de revenu paraissent par ailleurs se sentir moins contraintes que les autres, à la fois lorsque l'on mesure la contrainte par l'écart entre âge envisagé et âge souhaité (0,6 an à 0,8 an contre 1 an à 1,1 an pour les salaires des tranches inférieures), et lorsqu'on la mesure par le sentiment de pouvoir choisir le moment de son départ (respectivement 27,6 % et 21,1 % déclarent qu'ils ne se sentent pas libres de choisir le moment du départ, contre 33,0 % en moyenne).

En ce qui concerne l'effet d'autres éléments du niveau de vie sur le choix de l'âge de départ à la retraite, il est inexistant pour la détention de produits d'épargne à long terme, comme pour le fait d'être propriétaire de son logement, que l'on utilise l'une ou l'autre des mesures de la contrainte pesant sur les choix des individus. En revanche, ceux qui possèdent un autre logement que le logement principal se sentent moins contraints et ceux qui prévoient que les produits d'épargne constitueront une part assez ou très importante de leur revenu après le départ en retraite sont plus nombreux à se sentir tout à fait libres de pouvoir choisir le moment de leur départ.

LES PERSONNES QUI VIVENT EN COUPLE SE SENTENT GÉNÉRALEMENT MOINS CONTRAINTES ET SOUHAITENT PARTIR UN PEU PLUS TÔT

Les personnes interrogées qui ont un conjoint envisagent et souhaitent partir plus tôt à la retraite, que le conjoint travaille ou non (tableau 3). Elles seraient en outre moins contraintes puisque l'écart entre âge prévu et âge souhaité est plus faible de 0,4 an pour ces personnes. En revanche, celles qui

7. Les ouvriers non-qualifiés et les personnes correspondant à la CSP « Autres » sont peu nombreux dans l'échantillon.

ont un conjoint qui ne travaille pas se sentent légèrement plus libres de leurs choix (22,2 % d'entre elles se déclarent tout à fait libres, contre environ 17,0 % pour celles qui n'ont pas de conjoint en emploi ou pas de conjoint). Cet effet est principalement dû aux personnes qui ont un conjoint plus âgé : elle se sentent plus libres de leur choix lorsque leur conjoint n'est pas en emploi, n'ayant en particulier généralement pas la nécessité de coordonner leur départ en retraite avec celui de leur conjoint. Les personnes ayant un conjoint inactif ou chômeur sont aussi plus âgées en moyenne dans l'échantillon que celles qui ont un conjoint en emploi (en particulier parce que, parmi les individus ayant un conjoint non-employé, figurent ceux dont le conjoint est déjà retraité). Or les répondants plus âgés sont aussi ceux qui se sentent le plus fréquemment libres de choisir la date de leur départ.

Les personnes qui n'ont pas eu d'enfant souhaitent et envisagent de partir plus tard que les autres. Pour celles qui ont des enfants, l'âge souhaité et surtout l'âge envisagé croissent avec le nombre d'enfants.

Quant aux contraintes pesant sur les choix, le fait d'avoir élevé des enfants semble avoir un effet, mais, à défaut d'informations complémentaires, le sens n'en est pas clair. Certes, pour les salariés qui n'ont pas élevé d'enfants, l'écart entre âge prévu et âge souhaité est assez important (de 1,3 an en moyenne). En revanche, s'il chute à 0,8 an pour ceux qui ont eu 1 ou 3 enfants, il est de 1 an pour ceux qui en ont eu 2 et de 1,1 an pour ceux qui ont eu 4 enfants ou plus. La différence la plus marquée se situe donc entre les répondants sans enfants et ceux qui ont des enfants, quel que soit leur nombre.

L'écart plus important pour ceux qui n'ont pas eu d'enfant est notamment dû aux hommes (1,5 an contre 0,5 an pour ceux qui ont eu un enfant, 0,8 an pour ceux qui en ont eu 2 ou 3 et 1,1 an pour ceux qui en ont eu 4 ou plus). En revanche, pour les femmes, l'écart entre âge prévu et âge souhaité diffère moins selon le nombre de leurs enfants : il est de 1,2 an à 1,3 an pour celles qui n'ont pas eu d'enfant ou qui en ont eu 1 ou 2, de 1 an pour celles qui en ont eu 3 et il atteint 1,5 an pour celles qui en ont eu 4 ou

TABLEAU 2 ●

âges de départ souhaité et envisagé et sentiment de contrainte sur la date de départ :
revenu, épargne et patrimoine

Revenu, épargne et patrimoine	Âge souhaité	Âge envisagé	Écart**	Sentiment de pouvoir choisir le moment du départ (en %)				
				tout à fait	plutôt oui	plutôt non	pas du tout	ne sait pas
Ensemble	58,8	59,8	1,0	18,7	20,2	27,1	33,0	1,0
Tranche de salaire								
1 000 euros ou moins	58,6	59,6	1,0	20,6	12,0	21,6	42,6	3,2
De 1 001 à 1 500 euros	58,5	59,5	1,0	13,1	22,6	25,9	37,3	1,1
De 1 501 à 2 000 euros	58,3	59,5	1,1	22,2	21,3	27,0	29,5	0,0
De 2 001 à 2 500 euros	58,8	59,8	1,0	22,0	14,9	29,4	32,3	1,5
De 2 501 à 3 500 euros	59,6	60,2	0,6	21,8	18,4	31,5	27,6	0,7
3 501 euros et plus	60,4	61,2	0,8	20,2	28,4	29,2	21,1	1,1
Propriétaire du logement principal								
Non	58,9	59,9	1,0	18,0	20,0	27,7	33,5	0,8
Oui	58,7	59,7	1,0	19,4	20,4	26,5	32,4	1,4
Propriétaire (hors logement principal)								
Non	58,7	59,8	1,1	15,3	21,8	26,3	35,9	0,7
Oui	59,0	59,8	0,8	25,2	17,0	28,6	27,4	1,9
A des produits d'épargne à long terme								
Non	58,7	59,7	1,0	18,9	21,0	25,4	33,2	1,5
Oui	58,9	59,8	1,0	18,5	19,4	28,7	32,7	0,7
Les produits d'épargne constitueront une part de la retraite								
Oui, une part très importante ^a	Effectif trop faible			Effectif trop faible				
Oui, une part assez importante	58,9	59,8	0,9	23,5	23,4	21,6	31,5	0,0
Non, une part assez faible	58,8	59,8	1,0	15,6	20,3	31,4	31,7	0,9
Non, une part nulle	58,7	59,7	1,0	19,1	20,1	23,7	35,4	1,7

* Moins de 50 observations.

** L'écart est la différence entre l'âge envisagé et l'âge souhaité.

Lecture : les répondants de la tranche de salaire « 1 000 euros et moins » souhaitent partir, en moyenne, à l'âge de 58,6 ans.

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 961 observations.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

plus. Il est en effet possible que ces dernières aient eu plus souvent des carrières heurtées et se voient obligées d'attendre 65 ans pour liquider avec le taux plein, malgré les majorations de durée d'assurance ; en moyenne, on observe en effet que si elles ont un nombre de trimestres à 60 ans – lequel, rappelons-le, comprend les majorations de durée d'assurance – plus élevé que les autres, sa variabilité est cependant nettement plus importante, ce qui suggère qu'elles seront proportionnellement plus nombreuses à devoir attendre 65 ans pour obtenir le taux plein.

LES PERSONNES LES PLUS SATISFAITES DE LEUR EMPLOI ACTUEL SOUHAITENT ET ENVISAGENT UN DÉPART PLUS TARDIF ET SE SENTENT MOINS CONTRAINTES

Les caractéristiques de l'emploi sur lesquelles les salariés ont été interrogés, et en particulier la satisfaction que leur apporte leur emploi actuel, sont susceptibles d'affecter l'âge de départ prévu, l'âge de départ souhaité et le sentiment de pouvoir choisir sa date de départ. En particulier, les personnes peu satisfaites de leur emploi actuel souhaitent généralement partir plus tôt. L'âge de départ souhaité croît en effet, bien que non linéairement, avec la satisfaction vis-à-vis de

l'emploi, avec un écart de 1,7 an entre les salariés qui se déclarent pas satisfaits du tout et ceux qui se disent très satisfaits (tableau 4). La différence la plus nette oppose néanmoins ceux qui se déclarent très satisfaits et les autres. En particulier, la proportion de salariés très satisfaits de leur emploi souhaitant partir à 65 ans atteint 11,2 %, contre au plus 3,6 % pour les autres niveaux de satisfaction, y compris pour les personnes déclarant ne pas être du tout satisfaites. De façon intéressante, lorsque l'on s'intéresse aux âges de départ envisagés et non plus souhaités, la proportion, parmi ceux se déclarant très satisfaits de leur emploi actuel, de répondants envisageant de partir à 65 ans atteint 14,7 %, contre 2,9 % à 5,7 % pour les autres opinions vis-à-vis de l'emploi occupé, mais 12,4 % parmi ceux qui se déclarent pas satisfaits du tout, ce qui suggère que la perspective de devoir travailler jusqu'à un âge avancé est intégrée par les individus dans l'expression de leur satisfaction en emploi⁸. L'âge de départ envisagé semble en revanche peu lié à la satisfaction au travail, ce qui était attendu, sauf pour les très satisfaits qui envisagent de partir 0,7 an plus tard que les autres. Il est possible que ces personnes intègrent en partie leurs souhaits dans l'âge de départ envisagé.

En ce qui concerne l'écart entre âge de départ prévu et âge de départ souhaité, il varie de façon très

TABLEAU 3 ●

âges de départ souhaité et envisagé et sentiment de contrainte sur la date de départ :
situation familiale

Situation familiale	Âge souhaité	Âge envisagé	Écart**	Sentiment de pouvoir choisir le moment du départ (en %)				
				tout à fait	plutôt oui	plutôt non	pas du tout	ne sait pas
Ensemble	58,8	59,8	1,0	18,7	20,2	27,1	33,0	1,0
Conjoint								
Pas de conjoint	59,2	60,5	1,3	17,0	21,6	24,1	35,2	2,1
Conjoint non employé	58,8	59,7	0,9	22,2	20,9	26,5	30,2	0,2
Conjoint en emploi	58,6	59,5	0,9	16,8	19,0	28,8	34,0	1,3
Nombre d'enfants								
Aucun	59,2	60,5	1,3	26,2	14,5	28,5	30,0	0,9
1	58,6	59,5	0,8	17,0	24,1	29,2	28,8	0,9
2	58,6	59,6	1,0	17,5	18,9	27,0	35,7	0,8
3	59,1	59,9	0,8	22,3	19,5	24,0	33,3	0,9
4 ou plus	59,0	60,1	1,1	13,4	23,1	27,1	33,5	2,8
Personne à charge								
Aura quelqu'un à charge	58,8	59,8	1,0	16,7	20,7	27,5	34,1	0,9
N'aura personne à charge	58,8	59,8	1,0	23,5	18,9	26,0	30,1	1,5

* Moins de 50 observations.

** L'écart est la différence entre l'âge envisagé et l'âge souhaité.

Lecture : les répondants sans conjoints souhaitent partir, en moyenne, à l'âge de 59,2 ans.

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 961 observations.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

8. Les effectifs sont toutefois assez faibles.

importante et décroît de façon presque monotone avec le niveau de satisfaction vis-à-vis de l'emploi occupé, passant de 1,6 an pour les salariés déclarant ne pas être satisfaits du tout, à 0,6 an pour ceux se disant très satisfaits. Ceci doit être relié en partie au lien entre satisfaction et caractéristiques sociodémographiques : en particulier, les cadres sont plus nombreux à être très satisfaits et ont l'écart entre âge envisagé et âge souhaité le plus faible. De façon similaire, le sentiment de pouvoir choisir est corrélé à la satisfaction dans l'emploi : les répondants se déclarant très satisfaits de leur emploi représentent 30,6 % de ceux qui déclarent pouvoir choisir tout à fait, et seulement 10,5 % de ceux qui déclarent ne pas pouvoir choisir du tout⁹. Parmi les répondants se déclarant très satisfaits, 34,5 % pensent avoir tout à fait le sentiment de pouvoir choisir le moment de leur départ ; cette proportion n'est que de 11,7 %

parmi ceux qui ne sont pas très satisfaits de leur emploi actuel.

En outre, si l'on examine plus finement les caractéristiques de l'emploi, on constate que, de manière générale, les personnes qui ont une vision négative de leur emploi, quel que soit l'aspect (rémunération, aspect répétitif, relations avec la hiérarchie, fait d'avoir les moyens de faire un travail de bonne qualité), se déclarent plus fréquemment contraintes. Pour ces différentes appréciations de la qualité de l'emploi, les différences dans les écarts entre âge de départ prévu et âge souhaité sont en revanche assez faibles (de l'ordre de 0,3 an à 0,4 an pour la rémunération, les relations avec la hiérarchie et le fait d'avoir les moyens de faire un travail de bonne qualité). Les différences proviennent essentiellement de l'âge de départ souhaité, puisque l'âge envisagé dépend assez peu des caractéristiques de l'emploi.

TABLEAU 4 ●

âges de départ souhaité et envisagé et sentiment de contrainte sur la date de départ :
satisfaction dans l'emploi et caractéristiques de l'emploi

Satisfaction dans l'emploi	Âge souhaité	Âge envisagé	Écart**	Sentiment de pouvoir choisir le moment du départ (en %)				
				tout à fait	plutôt oui	plutôt non	pas du tout	ne sait pas
Ensemble	58,8	59,8	1,0	18,7	20,2	27,1	33,0	1,0
Satisfaction								
Très satisfait	59,8	60,4	0,6	34,5	20,0	22,8	20,8	1,8
Satisfait	58,8	59,7	0,8	16,3	24,2	25,1	33,2	1,2
Assez satisfait	58,4	59,6	1,2	14,4	17,1	30,5	36,9	1,2
Pas très satisfait	58,4	59,7	1,3	11,7	14,4	31,1	42,8	0,0
Pas satisfait*	58,6	59,7	1,1	22,5	9,5	33,9	34,1	0,0
Pas satisfait du tout*	58,1	59,6	1,6	16,6	23,4	28,5	31,4	0,0
Caractéristiques de l'emploi								
• <i>Rémunération</i>								
Bien payé	59,0	59,8	0,8	22,5	23,4	25,8	26,5	1,8
Mal payé	58,6	59,7	1,2	14,3	18,6	28,5	38,1	0,5
• <i>Variété</i>								
Varié	58,9	59,9	1,0	19,5	19,7	28,7	31,4	0,7
Répétitif	58,6	59,6	1,0	16,9	21,3	24,1	35,8	1,8
• <i>Formateur</i>								
Permet d'apprendre des choses	59,0	60,0	1,0	17,0	21,1	26,4	34,5	1,0
Ne permet pas d'apprendre des choses	58,3	59,4	1,0	21,3	18,4	28,6	30,5	1,2
• <i>On me donne les moyens de faire</i>								
Un travail de bonne qualité	58,9	59,8	0,9	19,4	22,3	26,9	30,5	1,0
On ne me donne pas les moyens...	58,5	59,7	1,2	15,2	14,6	28,9	40,3	1,1
• <i>Relations avec la hiérarchie</i>								
Bonnes relations avec la hiérarchie	58,8	59,8	1,0	19,0	20,9	26,0	32,8	1,2
Mauvaises relations avec la hiérarchie	58,5	59,9	1,4	15,1	15,2	31,6	38,1	0,0

* Moins de 50 observations.

** L'écart est la différence entre l'âge envisagé et l'âge souhaité.

Lecture : les répondants se déclarant très satisfaits dans leur emploi souhaitent partir, en moyenne, à l'âge de 59,8 ans..

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 961 observations.

Source : enquête *Intentions de départ à la retraite*, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

LES PERSONNES QUI N'ONT JAMAIS DE SOUCIS DE SANTÉ SE SENTENT MOINS CONTRAINTES

L'état de santé est susceptible d'influer sur l'âge de départ en retraite envisagé si les répondants intègrent la possibilité de bénéficier de mesures leur permettant de partir plus tôt (pour inaptitude ou invalidité), mais aussi sur l'âge souhaité si les répondants en mauvaise santé désirent partir plus tôt. En effet, l'âge souhaité mais aussi l'âge envisagé croissent avec l'état de santé général déclaré (tableau 5). En revanche, l'état de santé semble avoir peu d'effet sur l'écart entre ces deux âges.

A contrario, l'état de santé influence nettement le sentiment d'être contraint dans le choix du moment de son départ. En particulier, celles qui se déclarent en mauvaise ou très mauvaise santé sont beaucoup plus nombreuses, proportionnellement, à estimer ne pas avoir du tout le choix dans la détermination du moment de leur départ en retraite. Deux facteurs peuvent contribuer à expliquer que les personnes puissent ressentir leur état de santé comme un facteur contraignant à cet égard. D'une part, certaines personnes en mauvaise santé pourraient souhaiter partir plus tôt, et, en raison des conditions de départ fixées par la loi, pourraient se sentir contraintes parce qu'elles ne le peuvent pas. D'autre part, certaines personnes pourraient intégrer dans leur réponse le fait qu'en raison de leur mauvais état de santé, elles seront au contraire contraintes de partir plus tôt.

Les personnes ont aussi été interrogées d'une part sur la fréquence à laquelle elles se fatiguent rapidement ou ont des douleurs physiques, soit deux questions examinant plutôt les aspects physiques de l'état de santé et, d'autre part, sur la fréquence à laquelle elles se sentent découragées, nerveuses ou ont des difficultés à se concentrer, ce qui mesure des aspects plus psychologiques de l'état de santé. Si l'on examine de façon détaillée l'ensemble de ces variables et non pas seulement l'état de santé général déclaré par les enquêtés, on observe que, systématiquement, l'âge de départ souhaité décroît avec la fréquence des problèmes de santé, alors que l'âge envisagé semble relativement peu influencé par les variables décrivant la santé, même si les personnes ayant souvent des douleurs physiques envisagent de partir plus tôt que les autres. Or ressentir des douleurs physiques fréquentes semble être la seule caractéristique qui peut autoriser un départ plus précoce pour inaptitude ou invalidité. Au total néanmoins, ces observations confirment les conclusions tirées de l'analyse de l'état de santé général ressenti. Dans l'ensemble, l'écart entre âge envisagé et âge souhaité est plus faible pour ceux qui

répondent « jamais » (voire « rarement ») à l'une ou l'autre des cinq questions décrivant des problèmes de santé. De la même façon, ces personnes déclarent beaucoup plus fréquemment avoir le sentiment de pouvoir tout à fait choisir le moment du départ (22,3 % à 27,5 % selon la question, contre 18,7 % en moyenne).

En revanche, la variable mesurant la fréquence des arrêts de travail au cours des cinq années précédant l'enquête ne semble pas avoir d'effets facilement interprétables ni sur les âges souhaités et envisagés, ni sur les deux mesures du sentiment de contrainte.

AVOIR CONNU UN ÉPISODE DE CHÔMAGE OU AVOIR UNE CARRIÈRE PLUS COURTE SEMBLE ALLER DE PAIR AVEC UN SENTIMENT DE CONTRAINTE PLUS IMPORTANT

Si le chômage indemnisé permet de valider des droits, le chômage non indemnisé, quant à lui, ne permet, dans la plupart des cas, que la validation de 4 trimestres, quelle que soit sa durée. Les conditions d'obtention du taux plein sont donc plus difficiles à atteindre pour les personnes ayant connu un chômage important. Il en est de même en cas d'inactivité. Par ailleurs, les périodes de chômage ont une incidence sur la carrière salariale, conduisant à des salaires annuels moyens (SAM) généralement plus faibles et des retraites complémentaires elles aussi plus faibles. Ces différents facteurs sont susceptibles d'influer sur la perception des contraintes pesant sur les personnes à l'approche de la retraite, dès lors qu'elles prennent en compte leurs revenus de futurs retraités (Colin et Mette, 2003).

L'écart entre l'âge de départ à la retraite envisagé et l'âge souhaité s'avère de 0,3 an plus élevé pour ceux qui ont connu des périodes de chômage. Ces derniers se disent aussi moins libres de pouvoir choisir le moment du départ.

De manière générale, un paramètre important de la décision de départ en retraite est bien évidemment le nombre de trimestres qui seront validés, lequel dépend de la longueur de la carrière, mais aussi, dans certains cas, des niveaux de rémunération. Il importe au préalable d'indiquer comment, dans l'enquête, le nombre de trimestres à 60 ans a été approché, compte tenu des règles complexes du système de retraite. Cette variable est calculée comme le total des trimestres validés au moment de l'enquête et déclaré par la personne interrogée (ou à défaut comme le total des trimestres entre l'année de l'entrée sur le marché du travail et la date de l'enquête), augmenté de quatre pour les hommes

(au titre du service national) et de huit par enfants pour les femmes (au titre de la majoration de durée d'assurance), auquel on ajoute le nombre de trimestres séparant la date de l'enquête de la date anniversaire des 60 ans du répondant. La variable est donc entachée d'erreurs ; on suppose en particulier que le

répondant validera 4 trimestres chaque année jusqu'à ses 60 ans.

Ceux qui déclarent plutôt ne pas avoir le sentiment de pouvoir choisir le moment du départ ont, à 60 ans, environ 3 trimestres de plus que les autres. Toutefois, ceux qui ont connu le chômage ont en moyenne au

TABLEAU 5 ●

âges de départ souhaité et envisagé et sentiment de contrainte sur la date de départ :
état de santé

État de santé déclaré	Âge souhaité	Âge envisagé	Écart**	Sentiment de pouvoir choisir le moment du départ (en %)				
				tout à fait	plutôt oui	plutôt non	pas du tout	ne sait pas
Ensemble	58,8	59,8	1,0	18,7	20,2	27,1	33,0	1,0
État de santé déclaré								
En très bonne santé	59,2	60,2	1,0	26,8	18,0	23,7	30,8	0,7
En assez bonne santé	58,8	59,7	1,0	17,7	22,3	27,9	30,9	1,3
En assez mauvaise santé	58,3	59,3	1,0	8,7	14,8	30,6	44,8	1,1
En très mauvaise santé [*]	58,1	58,9	0,8	12,1	13,2	21,7	52,9	0,0
Fréquence des soucis de santé								
• <i>Le répondant se fatigue vite</i>								
Souvent	58,2	59,6	1,3	16,2	19,7	22,3	40,1	1,6
De temps en temps	58,8	59,8	1,0	17,9	18,5	28,9	34,3	0,5
Rarement	59,0	59,8	0,7	14,8	22,4	33,7	28,2	0,8
Jamais	59,1	59,9	0,9	26,7	21,3	21,4	28,7	1,9
• <i>Le répondant a des douleurs physiques</i>								
Souvent	58,4	59,3	1,0	17,2	15,8	28,2	37,6	1,1
De temps en temps	58,8	59,8	1,1	16,8	21,7	25,7	34,4	1,4
Rarement	59,0	60,1	1,1	19,2	22,5	27,6	30,2	0,5
Jamais	59,4	60,2	0,7	24,6	22,4	27,4	24,6	1,0
• <i>Le répondant se sent découragé</i>								
Souvent	58,3	59,3	1,0	11,1	14,2	25,7	47,6	1,4
De temps en temps	58,5	59,8	1,3	12,6	16,0	34,0	36,7	0,7
Rarement	59,1	59,9	0,8	20,9	19,3	32,6	26,8	0,4
Jamais	59,0	59,8	0,7	24,9	26,3	16,4	30,4	2,0
• <i>Le répondant se sent nerveux</i>								
Souvent	58,4	59,5	1,1	15,8	16,6	23,5	43,6	0,5
De temps en temps	58,8	59,7	1,0	16,3	18,0	30,4	34,4	0,9
Rarement	59,0	60,1	1,1	18,9	23,9	29,0	27,1	1,1
Jamais	59,1	59,7	0,7	27,5	25,0	20,7	24,6	2,2
• <i>Le répondant a des difficultés à se concentrer</i>								
Souvent	57,9	59,5	1,6	12,5	12,0	29,8	45,7	0,0
De temps en temps	58,6	59,8	1,1	13,6	19,9	33,1	32,5	1,0
Rarement	58,8	59,8	0,9	18,2	19,0	31,1	31,4	0,2
Jamais	59,0	59,8	0,8	22,3	22,0	21,7	32,3	1,7
Arrêts de travail au cours des 5 dernières années								
Souvent (certains de plus de 10 jours)	58,9	59,9	0,9	17,0	16,4	28,6	37,9	0,0
Souvent (aucun de plus de 10 jours) [*]	Effectif trop faible			Effectif trop faible				
De temps en temps (certains de plus de 10 jours)	58,5	59,4	0,9	14,9	24,3	24,8	35,2	0,7
De temps en temps (aucun de plus de 10 jours)	58,7	59,9	1,2	21,2	19,9	22,7	36,2	0,0
Rarement	58,6	59,6	1,0	17,5	20,2	28,5	33,0	0,8
Jamais	59,1	60,0	0,9	21,4	19,0	28,4	29,6	1,7

* Moins de 50 observations.

** L'écart est la différence entre l'âge envisagé et l'âge souhaité.

Lecture : les répondants déclarant se fatiguer souvent vite souhaitent partir, en moyenne, à l'âge de 58,2 ans.

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 961 observations.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

même âge 3,5 trimestres de moins, et ils se disent plus souvent contraints que la moyenne : aussi, n'est-il pas simple de déterminer quel effet est capté au moyen de la variable du nombre de trimestres.

Les données de la CNAV concernant les personnes interrogées permettent aussi de savoir si elles ont ou non atteint le taux plein au moment de l'enquête et, pour celles ne l'ayant pas encore atteint, à quelle date elles l'attendront. Cette variable est susceptible d'influer sur les réponses des personnes, en particulier parce que les personnes ayant déjà atteint le taux plein pourraient se sentir moins contraintes que celles qui n'ont pas encore la durée d'assurance requise. L'encadré 3 décrit l'incidence d'avoir ou non atteint le taux plein sur les âges de départ souhaité et envisagé.

Si l'on résume l'ensemble des informations précédentes, les répondants qui souhaitent partir plus tardivement sont plutôt des personnes plus âgées, des cadres, des personnes assez diplômées, dont le salaire mensuel excède 2 500 euros, sans conjoint et sans enfant, ou des personnes très satisfaites de leur emploi et en bonne santé. Ces traits caractérisent aussi généralement les personnes qui envisagent de partir plus tardivement. Il en résulte que la caractérisation du sen-

timent de contrainte sur le choix de la date du départ, qu'on le mesure par l'écart entre ces deux âges ou par la réponse à la question interrogeant directement les répondants, est plus difficile. Les personnes les plus âgées se sentent plutôt moins contraintes (mesure par l'écart uniquement), tout comme les personnes dont le salaire dépassent 2 500 euros et les personnes satisfaites dans leur emploi ; en revanche, les femmes, les personnes dont le salaire est faible (inférieur à 1 500 euros), les employés, et, paradoxalement, les personnes sans conjoint ou sans enfants, se sentent plus contraintes (mesure par l'écart). Certains facteurs, en particulier les caractéristiques de l'emploi (tableau 4) et les variables décrivant l'état de santé (tableau 5), ont un effet souvent plus marqué sur l'âge de départ souhaité que sur l'âge réellement envisagé, ce qui concorde avec le fait que les conditions de départ en retraite ne prennent pas en compte les conditions de travail, et seulement partiellement l'état de santé. En revanche, ces facteurs jouent sensiblement sur les souhaits de départ, ce qui accroît le sentiment de contrainte en cas de problèmes de santé ou de mauvaises conditions de travail. Ces conclusions doivent toutefois être prises avec circonspection, certains de ces facteurs étant corrélés.

ENCADRÉ 3 ●

L'INCIDENCE D'AVOIR OU NON DÉJÀ VALIDÉ LE TAUX PLEIN AU MOMENT DE L'ENQUÊTE par Isabelle Bridenne¹

Nous nous intéressons ici aux caractéristiques des personnes interrogées selon qu'elles ont ou non, au moment de l'enquête, déjà validé la durée nécessaire pour avoir le taux plein. Cet éclairage sera fait uniquement sur les individus interrogés cotisant au régime général, puisque la durée d'assurance validée est connue avec précision pour cette population.

Dans le cadre de l'enquête, les informations déclaratives recueillies pour les salariés du secteur privé ont été enrichies par des informations de nature administrative détenues par la CNAV². Celles-ci permettent de reconstituer le déroulement des carrières, avec différentes indications sur les types de validation (validation au titre de l'activité, des périodes de chômage indemnisé, des périodes de maladie, etc.), les éventuelles périodes d'interruption d'activité et les salaires perçus. Ces informations permettent d'estimer la durée d'assurance validée et d'en déduire ainsi un âge auquel l'assuré atteint le taux plein au regard des trimestres qu'il a validés et qui sont reportés sur son compte. Il faut cependant noter que cet âge dit « âge taux plein » estimé est un âge maximal, dans le sens où l'assuré peut avoir validé des périodes qui ne sont pas encore reportées dans son compte CNAV. Cependant, dans le cas présent, sachant que 70 % des assurés enquêtés ont déclaré avoir reçu leur relevé de carrière, celle-ci a dû être « régularisée », c'est-à-dire complétée des éventuelles périodes manquantes (essentiellement les périodes d'activité effectuées dans d'autres régimes non alignés, c'est-à-dire la fonction publique et les régimes spéciaux, ainsi que les périodes de service militaire et d'apprentissage).

Parmi les salariés du secteur privé enquêtés, 46 % des personnes ont déjà atteint, au moment de l'enquête, la durée d'assurance nécessaire pour avoir le taux plein. Cette proportion est logiquement plus forte pour les assurés les plus âgés : ainsi, 64 % des assurés de la génération 1945 ont déjà la durée nécessaire pour avoir le taux plein, alors que cette proportion n'est que de 23 % pour la génération 1950³. En moyenne, il manque 3 à 4 années selon les générations aux personnes n'ayant pas encore atteint le taux plein. Cependant, deux tiers d'entre elles atteindront la durée nécessaire au taux plein d'ici 60 ans si elles continuent de valider 4 trimestres par année. Seuls 5 % de ces personnes devront attendre 65 ans pour obtenir le taux plein au titre de l'âge.

1. CNAV.

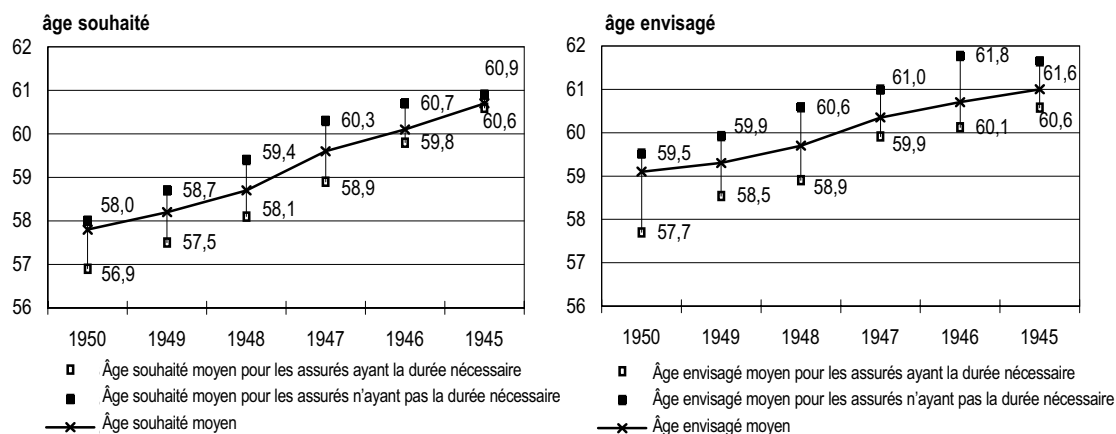
2. L'une des particularités de l'enquête est d'avoir prévu un rapprochement entre données d'enquête et données administratives de la CNAV pour les assurés enquêtés cotisant au régime général. Nous disposons pour ces assurés de leurs réponses au questionnaire, ainsi que de l'information administrative détaillée sur leurs reports de carrière. Cet appariement a été réalisé avec l'autorisation de la CNIL (Commission nationale de l'informatique et des libertés).

3. À noter, ces proportions sont particulièrement élevées du fait des critères de sélection retenus pour définir la population enquêtée. Ainsi, au sein de la génération 1945 prise dans son ensemble, 45 % des assurés ont la durée nécessaire pour le taux plein l'année de leurs 59 ans.

Comparativement à la structure de la population enquêtée, la sous-population ayant déjà validé la durée nécessaire pour avoir le taux plein au moment de l'enquête est, en moyenne, plus âgée, mais aussi plus féminine, moins souvent diplômée de l'enseignement supérieur et à également plus fréquemment le statut d'employé ou une profession intermédiaire. Ainsi, 60 % des femmes ont une durée d'assurance au moins égale à 160 trimestres³ au moment de l'enquête, contre 38 % des hommes. Ce résultat est induit par les critères de sélection, en particulier celui concernant la durée d'assurance (avoir validé au moins 100 trimestres au régime général) et par le fait que les femmes peuvent avoir, en plus de cette durée validée, 8 trimestres par enfant élevé. En ce qui concerne le niveau de diplôme, les personnes ayant arrêté plus tôt leurs études sont entrées dans la vie active à un âge plus précoce ; elles ont donc une durée d'assurance plus élevée à un âge donné, comparativement à leurs pairs, et sont donc relativement plus nombreuses parmi les assurés enquêtés ayant déjà acquis la durée d'assurance nécessaire au taux plein au moment de l'enquête. Ainsi, parmi les individus ayant un niveau de diplôme inférieur au bac, 54 % remplissent au moment de l'enquête la condition de durée d'assurance pour voir le taux plein, contre 32 % pour ceux qui ont un niveau de diplôme plus élevé.

Pour compléter cet éclairage, les âges moyens de départ à la retraite souhaités et envisagés ont été déterminés en fonction de la caractéristique suivante : « avoir déjà validé la durée nécessaire pour avoir le taux plein ». Il apparaît que les individus intègrent dans leurs souhaits relatifs à l'âge de départ à la retraite leur situation en terme de durée d'assurance (graphiques ci-dessous). Effectivement, au sein d'une génération, ceux qui ont déjà acquis 160 trimestres au moment de l'enquête indiquent un âge souhaité et un âge envisagé de départ à la retraite en moyenne plus précoces que ceux indiqués par les assurés n'ayant pas encore rempli cette condition. Les écarts entre ces âges moyens ne sont pas négligeables (de l'ordre de 1 à 2 ans sur les valeurs moyennes).

variation de l'âge selon que les assurés ont ou non la durée d'assurance leur permettant d'avoir le taux plein, selon les générations



Par ailleurs, les individus ayant une durée d'assurance leur assurant le taux plein au moment de l'enquête expriment des choix en matière d'âge de départ à la retraite ayant une plus grande variabilité que ceux qui ne remplissent pas cette condition, ce qui tend à confirmer que ces derniers ont moins de marge de manœuvre. En conséquence, les écarts constatés entre les âges moyens en matière de départ à la retraite, principalement sur l'âge de départ envisagé, selon différentes caractéristiques individuelles, sont plus marqués lorsque les assurés remplissent la contrainte de durée d'assurance pour avoir le taux plein. Ainsi, si les femmes qui n'ont pas encore le taux plein envisagent de partir 0,5 an plus tard que les hommes, celles qui l'ont déjà atteint envisagent un départ plus tardif de 0,8 an. De la même façon, les personnes se déclarant très satisfaites de leur emploi envisagent de partir 0,9 an plus tard que les autres lorsqu'elles ont le taux plein, mais seulement 0,7 an plus tard lorsqu'elle ne l'ont pas atteint ; elles souhaitent aussi partir 1 an plus tard lorsqu'elles n'ont pas le taux plein, mais 1,5 an plus tard lorsqu'elles l'ont déjà atteint.

Ainsi, même si un grand nombre de facteurs interviennent dans le choix de départ à la retraite des individus (contraintes financières, familiales, état de santé, etc.), il apparaît bien que la durée d'assurance validée est un élément important de la décision. Le fait de remplir la contrainte de la durée d'assurance permet un choix plus large en matière de départ à la retraite. Parmi les personnes ayant déjà acquis la durée nécessaire pour avoir le taux plein, 60 % indiquent un âge de départ à la retraite souhaité et envisagé équivalent, ce qui indique qu'ils peuvent conjuguer choix idéal et choix envisagé. 49 % d'entre eux déclarent d'ailleurs avoir le sentiment de pouvoir choisir le moment de leur départ à la retraite. En revanche, parmi les individus ne remplissant pas au moment de l'enquête la contrainte « taux plein », ces proportions sont plus faibles (respectivement 52 % et 31 %).

Ces résultats suggèrent donc l'importance de la durée d'assurance validée par l'individu dans ses choix de départ à la retraite, information qui a d'ailleurs été prise en compte dans l'analyse multivariée au moyen de la variable évaluant le nombre de trimestres validés par les salariés interrogés.

3. Plus exactement, de 160, 161 ou 162 trimestres selon la génération : la durée nécessaire pour avoir le taux plein est effectivement de 160 trimestres pour les générations 1945 à 1948, de 161 pour la génération 1949 et de 162 trimestres pour la génération 1950.

L'ANALYSE MULTIVARIÉE CONFIRME L'INFLUENCE DES VARIABLES SOCIODÉMOGRAPHIQUES, ET DE CELLES LIÉES À L'EMPLOI ET LA CARRIÈRE ET À L'ÉTAT DE SANTÉ

Pour tenir compte du fait que de nombreux éléments explicatifs de l'âge prévu, de l'âge souhaité, de l'écart entre âge prévu et âge souhaité et du sentiment de pouvoir choisir le moment du départ sont corrélés, ces variables ont aussi été étudiées à l'aide d'une analyse multivariée. Les deux variables d'âge de départ envisagé et souhaité et la variable d'écart ont été estimées à l'aide des moindres carrés ordinaires, tandis que la variable décrivant le sentiment de pouvoir choisir le moment du départ a été estimée à l'aide d'un modèle permettant d'étudier les déterminants d'une variable qualitative dont les modalités peuvent être classées dans l'ordre croissant, le modèle probit ordonné¹⁰. En raison de la linéarité des modèles utilisés et puisque les variables explicatives sont les mêmes pour les deux variables d'âge et la variable d'écart, les coefficients pour la variable d'écart sont en fait obtenus en faisant la différence entre les coefficients de l'estimation de l'âge envisagé et ceux de l'estimation de l'âge prévu.

Les résultats des estimations (tableau 6) confirment la plupart des conclusions issues de l'analyse descriptive. Les caractéristiques sociodémographiques ont un effet marqué sur l'âge de départ envisagé, l'âge souhaité et l'écart entre ces deux variables, mais un impact plus limité sur le sentiment de contrainte exprimé directement. Les souhaits des hommes et des femmes ne diffèrent pas statistiquement, mais les femmes envisagent un âge de départ significativement plus tardif (au seuil de 1 %), alors même que l'on prend en compte le nombre de trimestres validés à 60 ans, qui inclut une évaluation de la majoration de durée d'assurance, et la situation familiale, dont le nombre d'enfants élevés par la personne. Les femmes s'estiment significativement plus contraintes (au seuil de 5 %), que ce soit en termes d'écart entre l'âge envisagé et l'âge souhaité ou de sentiment de pouvoir choisir le moment du départ. Par ailleurs, les âges souhaité et envisagé augmentent significativement avec l'âge du répondant. Les effets sont toutefois plus faibles sur l'âge envisagé

que sur l'âge souhaité, si bien que l'écart entre ces deux variables décroît avec l'âge du répondant. Le sentiment de contrainte est donc significativement plus faible parmi les plus âgés, pour les deux mesures retenues. Comme cela a déjà été mentionné, le phénomène de sélection dynamique contribue toutefois fortement à ce résultat (voir annexe p. 97). Enfin, les personnes ayant au moins le baccalauréat souhaitent et envisagent un départ plus tardif. L'effet est plus marqué pour l'âge envisagé, si bien que le sentiment de contrainte mesuré par l'écart entre l'âge envisagé et l'âge souhaité est significativement plus important pour les plus diplômés ; en revanche, le niveau de diplôme n'a pas d'effet significatif sur le sentiment de pouvoir choisir le moment de son départ.

Les âges de départ souhaité et envisagé augmentent aussi significativement, toutes choses égales par ailleurs, avec le salaire du répondant. Les effets sont toutefois plus faibles sur l'âge envisagé que sur l'âge souhaité, l'écart entre ces deux variables décroissant donc avec le niveau de salaire¹¹. Le salaire n'a, en revanche, pas d'effet significatif sur le sentiment de pouvoir choisir. La détention de produits d'épargne n'a aucun effet significatif sur les différentes variables estimées. Les personnes propriétaires (ou accédant) du logement principal souhaitent et envisagent de partir plus tôt, même si pour l'âge envisagé, l'effet estimé n'est pas significatif. Le fait d'être propriétaire n'a pas d'impact sur le sentiment de contrainte, quelle que soit la mesure utilisée. En revanche, ceux qui possèdent un logement qui n'est pas leur logement principal, c'est-à-dire un élément de patrimoine supplémentaire, envisagent de partir plus tôt, et, surtout, se sentent significativement moins contraints. Une interprétation possible est que la possession de cet élément de patrimoine a pour effet d'alléger la contrainte financière subie par ces répondants, ce qui leur permet d'envisager un départ plus précoce.

L'environnement familial a un effet assez marqué sur l'âge de départ en retraite souhaité et surtout l'âge envisagé, mais assez faible sur le sentiment de contrainte. Les personnes qui ont un conjoint, qu'il soit en emploi ou non, envisagent un départ significativement plus précoce (au seuil de 5 %). Ceux qui ont un conjoint inactif ou chômeur souhaitent aussi

10. Pour l'écart entre l'âge envisagé et l'âge souhaité, une spécification alternative consistant à estimer aussi cette variable à l'aide d'un modèle de probit ordonné après avoir regroupé, d'une part, tous les écarts négatifs et, d'autre part, les écarts strictement supérieurs à 5 ans, conduit à des résultats qualitatifs identiques (en termes de signe des coefficients estimés et de significativité).

11. Le revenu n'a pas d'impact lorsque l'on estime la variable d'écart en valeur absolue. En effet, on trouve, parmi les personnes contraintes, des personnes à bas revenu qui aimeraient partir plus tôt que l'âge envisagé et des personnes à haut revenu qui aimeraient partir plus tard.

partir plus tôt que les personnes sans conjoint (significatif au seuil de 10 %). Au total, les salariés qui ont un conjoint se sentent moins contraints, mais les coefficients ne sont pas significatifs, sauf pour ceux qui ont un conjoint en emploi, pour lesquels l'écart entre l'âge envisagé et l'âge souhaité est significativement plus faible. Par ailleurs, si les âges de départ souhaité et envisagé augmentent significativement (au seuil de 5 %) avec le nombre d'enfants, ni l'écart entre ces deux variables, ni le sentiment de contraintes ne sont affectés par le nombre d'enfants. Enfin, le fait de prévoir d'avoir des personnes à charge n'a

d'impact sur aucune des variables étudiées en tenant compte des autres facteurs. Les caractéristiques familiales ont donc au total peu d'impact sur le sentiment de contrainte vis-à-vis de l'âge de sa retraite.

Les variables caractérisant la carrière et l'emploi des salariés interrogés ont un certain impact sur leurs âges de départ souhaité et envisagé et sur les variables mesurant la contrainte. D'une part, le nombre de trimestres validés à 60 ans réduit, comme attendu, l'âge de la retraite envisagé, mais aussi, bien que dans une moindre mesure, l'âge de départ souhaité. Ceci peut suggérer que les répondants intègrent par-

TABLEAU 6 ●

analyse multivariée : âge souhaité, âge prévu et sentiment de contrainte dans le choix de la date de départ en retraite

	Âge souhaité	Âge envisagé	Écart	Sentiment de ne pas pouvoir choisir
Femme	0,16	0,56***	0,40**	0,191**
Salaires	0,17**	0,07	-0,10	0,001
Âge	0,53***	0,30***	-0,23***	-0,141***
Diplôme				
<i>Bac et université</i>	0,49**	0,99***	0,50**	0,142
<i>CAP-BEP</i>	0,16	0,2	0,04	0,029
<i>BEPC-CEP-aucun</i>			Référence	
Trimestres validés à 60 ans	-0,02***	-0,03***	-0,01**	-0,002
Satisfaction dans l'emploi actuel				
<i>Très satisfait</i>	1,02***	0,53**	-0,49*	-0,438***
<i>Satisfait</i>	0,42**	-0,00	-0,42**	-0,043
<i>Assez satisfait</i>	0,23	-0,05	-0,28	-0,005
<i>Pas satisfait</i>			Référence	
Conjoint				
<i>Conjoint en emploi</i>	-0,15	-0,46**	-0,31	0,007
<i>Conjoint non employé</i>	-0,38*	-0,59***	-0,21	-0,055
<i>Sans conjoint</i>			Référence	
Propriétaire (ou accédant) du logement principal	-0,29*	-0,17	0,12	0,022
Propriétaire (ou accédant) d'un autre logement	0,07	-0,27*	-0,34**	-0,240***
Santé				
<i>Se déclare en assez ou très mauvaise santé</i>	-0,48*	-0,57**	-0,09	0,459***
<i>Se déclare en assez bonne santé</i>	-0,13	-0,22	-0,09	0,061
<i>Se déclare en très bonne santé</i>			Référence	
Détient des produits d'épargne à long terme	-0,07	-0,02	0,06	0,129
A connu des périodes de chômage	0,42***	0,59***	0,17	0,001
Prévoit d'avoir des personnes à charge	0,08	0,12	0,04	-0,124
Ne craint pas du tout pour son emploi	-0,31*	-0,41***	-0,11	-0,241***
A exercé un métier dangereux	-0,28*	-0,33**	-0,06	0,020
Prévoit une activité pendant la retraite	-0,19	-0,34**	-0,15	-0,144
A eu des arrêts de travail pour santé				
<i>Souvent</i>	0,32	0,23	-0,08	-0,013
<i>Parfois</i>	-0,04	-0,01	0,03	-0,007
<i>Rarement ou jamais</i>			Référence	
Nombre d'enfants élevés	0,16**	0,23***	0,07	0,033
Constante ¹	60,87***	64,57***	3,70***	

1. Pour la dernière équation, estimée à l'aide d'un probit ordonné, on estime aussi un ensemble de paramètres auxiliaires (les seuils) correspondant à des constantes qui ne sont pas présentées dans le tableau.

* Significatif au seuil de 10 % ; ** Significatif au seuil de 5 % ; *** Significatif au seuil de 1 %.

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 961 observations (950 pour le sentiment de pouvoir choisir, ceux ayant répondu qu'ils ne savaient pas ayant écartés de l'analyse).

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

tiellement dans leurs souhaits leur situation réelle. Au total, l'écart entre la prévision et le souhait décroît significativement (au seuil de 5 %) avec le nombre de trimestres, ce qui indique que les personnes ayant un plus grand nombre de trimestres se sentent moins contraintes, du moins selon ce critère (pour le sentiment de contrainte exprimé directement, l'effet, bien qu'ayant le même signe, n'est pas significatif). En ce qui concerne la carrière passée, avoir connu des périodes de chômage accroît significativement les âges de départ souhaité et envisagé, tandis qu'avoir exercé un métier dangereux les réduit. Ces deux variables n'ont pas d'effet sur le sentiment de contrainte. En revanche, l'âge souhaité est fortement lié à la satisfaction dans

l'emploi actuel : les personnes qui ne sont pas satisfaites de leur emploi souhaitent partir significativement plus tôt, alors que l'effet sur l'âge envisagé n'est pas statistiquement différent de zéro. Il en résulte que ces personnes se sentent significativement plus contraintes si la contrainte est mesurée par l'écart entre ces deux âges. Enfin, les perspectives professionnelles jouent aussi sur les souhaits et les prévisions : les personnes qui ne craignent pas du tout pour leur emploi souhaitent et envisagent un départ plus précoce, mais se sentent moins contraintes vis-à-vis de l'âge de leur retraite.

Les âges de départ à la retraite souhaité et envisagé sont d'autant plus faibles que les salariés interrogés se déclarent en bonne santé. L'écart est

ENCADRÉ 4 ●

DES EFFETS DU MÊME TYPE DANS LA FONCTION PUBLIQUE,
MAIS GÉNÉRALEMENT PLUS MODESTES

Globalement, les variables examinées ont des effets sur les différentes variables d'intérêt (âge de départ souhaité, âge de départ envisagé, écart entre ces deux âges et sentiment de pouvoir choisir le moment du départ) assez semblables pour les cotisants du régime général et ceux de la fonction publique. Les effets sont toutefois souvent plus modestes pour la fonction publique, peut-être parce que l'échantillon est de taille plus réduite, mais aussi parce que la population est plus homogène.

Dans la fonction publique, l'écart entre hommes et femmes est plus faible que pour les cotisants du régime général, mais s'observe tant pour l'âge de départ souhaité que pour l'âge envisagé, si bien que l'écart entre ces deux âges est le même pour les hommes et les femmes. En revanche, pour le sentiment de pouvoir choisir, la structure des réponses est semblable à celle observée dans le régime général (30,6 % des femmes répondent « pas du tout » et 22,2 % « tout à fait », tandis que 22,1 % des hommes répondent « pas du tout » et 35,3 % « tout à fait »). Les différences selon le niveau de diplôme sont aussi moins marquées dans la fonction publique. Concernant la CSP, la comparaison avec le régime général est délicate, les CSP n'ayant pas nécessairement la même signification. Notons cependant que l'écart entre l'âge souhaité et l'âge envisagé est en moyenne à peine plus important pour les cadres que pour les employés (de 0,1 an).

Dans la fonction publique comme pour les cotisants du régime général, les répondants qui ont un conjoint envisagent et souhaitent partir plus tôt, que le conjoint travaille ou non. L'écart entre âge prévu et âge souhaité est en revanche plus réduit que dans le régime général. Par ailleurs, et à la différence du régime général, ce sont ceux qui n'ont pas de conjoint qui se déclarent les moins libres : 22,2 % se déclarent tout à fait libres, contre 27,1 % de ceux qui ont un conjoint ne travaillant pas et 32,3 % de ceux qui ont un conjoint qui travaille. Pour ceux qui n'ont pas élevé d'enfants, l'écart entre âge prévu et âge souhaité est, comme dans le régime général, assez important (1,5 an). Il est de 0,7 an pour ceux qui ont eu 1, 2 ou 4 enfants ou plus, et de 0,4 an pour ceux qui ont eu 3 enfants. L'âge de départ envisagé croît avec le nombre d'enfants, mais l'âge souhaité ne semble pas modifié par cette variable.

L'effet de la satisfaction dans l'emploi est relativement similaire dans le régime général et dans la fonction publique, mais il est moins marqué dans cette dernière. Le sentiment de pouvoir choisir est aussi corrélé à la satisfaction dans l'emploi : les répondants se déclarant très satisfaits sont 36,3 % de ceux qui déclarent pouvoir choisir « tout à fait », et seulement 8,5 % de ceux qui déclarent ne pas pouvoir choisir du tout. Les effets des caractéristiques plus détaillées de l'emploi sont aussi très proches dans les deux régimes.

L'écart entre les âges de départ envisagé et souhaité est de 0,4 an plus élevé pour les salariés qui ont connu de l'inactivité dans la fonction publique ; en revanche, la distribution des réponses à la question du sentiment de pouvoir choisir est indépendante du fait d'avoir connu une période d'inactivité récente.

En conclusion, les estimations correspondant aux résultats présentés dans le tableau 6 confirment que les effets des différents facteurs explicatifs ont généralement le même sens dans le régime général et dans la fonction publique, mais sont aussi de moindre ampleur et moins souvent significatifs. Ainsi, l'âge de départ souhaité croît significativement avec le salaire (au seuil de 1 %), l'âge de la personne (1 %), et décroît avec le nombre de trimestres validés à 60 ans (1 %), le fait de ne pas être satisfait de son emploi (10 %), d'avoir un conjoint non employé (10 %), d'être propriétaire d'un autre logement (10 %), de détenir des produits d'épargne (5 %), de prévoir une activité après le départ en retraite (10 %). Concernant l'âge de départ envisagé, seuls le salaire, l'âge et le nombre de trimestres ont un effet significatif, du même signe que celui observé pour le régime général. L'écart entre ces deux âges paraît ne dépendre significativement (et négativement) que de l'âge du répondant, du fait de craindre pour son emploi et du nombre d'enfants. En revanche, les estimations laissent apparaître des différences plus marquées avec le régime général pour ce qui est du sentiment de pouvoir choisir le moment de son départ : les plus âgés et les plus diplômés ont plus fréquemment ce sentiment, comme les personnes qui ont un conjoint en emploi, celles qui déclarent avoir un très bon état de santé ou qui sont très satisfaites de leur emploi.

en particulier marqué entre les personnes se déclarant en assez ou très mauvaise santé et celles se déclarant en très bonne santé. Le sentiment de pouvoir choisir le moment de son départ est nettement plus faible (significatif au seuil de 1 %) parmi les personnes en assez ou très mauvaise santé, lesquelles aimeraient partir plus tôt, mais ne le peuvent pas nécessairement. Toutefois, la fréquence des arrêts de travail récents n'a pas d'impact sur les différentes variables étudiées.

Enfin, les personnes qui prévoient une activité particulière après leur départ en retraite souhaitent et surtout envisagent un départ plus précoce et se sentent aussi, bien que peu significativement, plus contraintes. ■

RÉFÉRENCES

Colin C., Léhlé V. et Mahieu R., 2000, « Les trajectoires de fin de carrière des salariés du secteur privé », Dossiers solidarité et santé, n°3, DREES.

Colin C. et Mette C., 2003, « Impact des différents aléas de carrière sur les retraites : inactivité, chômage, travail à temps partiel et préretraite », Retraite et Société, n°40, octobre, CNAV.

LE NIVEAU D'INFORMATION DES ASSURÉS EN MATIÈRE DE RETRAITE

Isabelle BRIDENNE
CNAV

Les personnes qui partent en retraite prennent leur décision sur la base d'une information plus ou moins complète en matière de droits et de législation. L'enquête Intentions de départ à la retraite permet de mesurer le degré d'information des salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans sur la législation relative à la retraite et sur leur propre durée d'assurance. La comparaison de ces réponses et des informations administratives gérées par la Caisse nationale d'assurance vieillesse (CNAV) permet d'analyser la validité de l'information détenue par les assurés. Environ la moitié des salariés, proches de l'âge légal de la retraite, détient une connaissance minimale correcte, c'est-à-dire qu'ils connaissent la durée d'assurance qu'ils ont validée et la durée qu'ils doivent avoir accumulé pour partir à la retraite au taux maximum. La réception du relevé de carrière, généralement adressé aux assurés âgés de 58 ans, améliore leur niveau d'information. Huit assurés sur dix déclarent connaître leur durée d'assurance et cinq sur dix indiquent effectivement une valeur cohérente avec la durée validée dans leur compte d'assurance vieillesse géré par la CNAV. Le niveau d'information des assurés en matière de retraite demeure donc encore globalement limité, même s'il s'améliore lorsque l'assuré se rapproche de 60 ans. Les femmes paraissent généralement moins bien informées que les hommes et les salariés des catégories sociales les plus élevées détiennent une meilleure information. Les assurés ayant connu des périodes de chômage, et donc des aléas de carrières, ont une moins bonne connaissance de leurs droits à l'assurance vieillesse.

À l'initiative de la Direction générale du Trésor et de la politique économique (DGTPE), une enquête portant sur les intentions de départ à la retraite a été réalisée au début de l'année 2005. Ce projet a associé différentes institutions : la CNAV (Caisse nationale d'assurance vieillesse), le secrétariat général du COR, la DGTPE, la DREES (Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques), l'INSEE (Institut national de la statistique et des études économiques) et le SIRCOM (Service de la communication du ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie).

L'une des originalités de cette enquête est de prévoir un appariement des données collectées et des données administratives détenues par la CNAV concernant la carrière des assurés du régime général¹. L'objectif est ici de confronter, pour cette population, les informations déclarées aux données administratives, afin d'évaluer le niveau de connaissance des assurés proches de la retraite sur les droits qu'ils ont acquis. L'intérêt d'un tel rapprochement est d'apprécier si les assurés fixent leur choix en matière de départ à la retraite sur la base d'informations pertinentes sur leur propre situation. Il est souvent fait l'hypothèse, dans les modèles de comportement de départ à la retraite, que les assurés disposent d'une information parfaite en matière de législation retraite ainsi que sur leurs propres droits. L'objet de cet article est d'apprécier dans quelle mesure les assurés détiennent ou non cette information « parfaite » et s'il existe des différences de niveau d'information entre populations.

1. Ce rapprochement de données a été effectué avec l'autorisation de la CNIL (Commission nationale de l'informatique et des libertés). Les données ainsi appariées ont été rendues anonymes.

LES INFORMATIONS NÉCESSAIRES À UNE BONNE ESTIMATION DE LA RETRAITE

Les intentions de départ à la retraite des assurés sont liées à différents facteurs, parmi lesquels leur niveau d'information sur leur propre situation en matière de durée d'assurance validée – élément essentiel pour estimer la pension. En effet, une bonne appréciation du niveau de la future retraite nécessite d'avoir une connaissance minimale des règles de calcul et des paramètres principaux dans ce calcul, c'est-à-dire la durée d'assurance validée et le niveau des salaires annuels perçus au cours de la carrière (voir annexe p. 97). La durée d'assurance inclut différents éléments : les périodes validées par une activité professionnelle, celles validées durant les périodes de chômage indemnisé² ou les périodes de maladie pendant lesquelles l'assuré a bénéficié d'indemnités journalières. Le bénéfice de l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF³) permet également de valider des trimestres, ainsi que le service militaire et la perception d'une pension d'invalidité. À ces différents éléments s'ajoutent, pour les femmes ayant élevé au moins un enfant, une majoration de durée d'assurance de 8 trimestres par enfant élevé.

Dans le cadre de l'enquête, les assurés ont été interrogés sur leur durée d'assurance afin d'évaluer leur niveau de connaissance en la matière. Ils ont

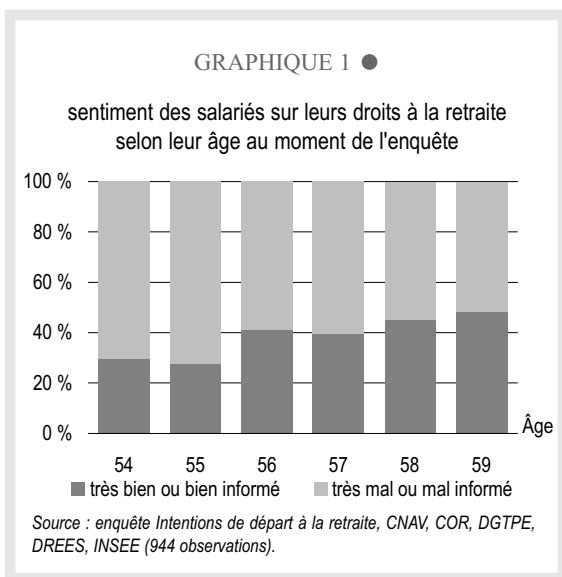
également été questionnés sur leur sentiment général quant à leur niveau d'information sur leurs droits à la retraite et sur la notion de durée nécessaire pour avoir le taux plein.

LE SENTIMENT GÉNÉRAL D'ÊTRE MAL INFORMÉ EN MATIÈRE DE DROITS À LA RETRAITE

À la question « Personnellement, concernant vos droits en matière de retraites, vous sentez-vous... ? », 64 % se sont déclarés « plutôt mal informés » ou « très mal informés », contre 36 % « bien » ou « très bien informés ». Parmi la génération la plus proche de l'âge de la retraite, ces proportions se rééquilibrent (graphique 1), la moitié se sentant plutôt bien informée, alors que chez les plus jeunes (54-55 ans), la grande majorité se sent mal informée (70 %).

Les hommes se déclarent plus fréquemment bien avertis sur la retraite (39 % contre 32 % pour les femmes) et ce sont parmi les salariés appartenant aux catégories de cadres et de contremaîtres que la proportion de ceux qui se déclarent bien informés est la plus élevée (48 %).

CE SENTIMENT PERDURE MÊME APRÈS RÉCEPTION DU RELEVÉ DE CARRIÈRE



Les assurés reçoivent de la part du régime général un relevé de carrière pour les informer de la durée d'assurance qu'ils ont validé lorsqu'ils arrivent à un âge proche de la retraite. Cet envoi est généralement réalisé lorsque l'assuré atteint l'âge de 58 ans. En 2003, 98,2 % des assurés âgés de 55 à 59 ans avaient bénéficié d'une régularisation complète de carrière, c'est-à-dire qu'ils avaient reçu leur relevé et qu'ils l'avaient validé, après éventuellement avoir apporté des éléments permettant de le compléter (rapport d'activité 2003 de la CNAV). Ce relevé permet de faire le bilan sur le nombre de trimestres accumulés par l'assuré au cours de sa carrière dans tous les régimes.

Parmi les assurés enquêtés, 64 % déclarent avoir reçu leur relevé de carrière. Cette proportion est logiquement croissante avec l'âge. Parmi les assurés âgés de 54 ans, environ un sur deux indique avoir

2. Une période de 50 jours de chômage indemnisé sur l'année permet de valider un trimestre. La perception de l'allocation spécifique de solidarité (ASS) ainsi que certains dispositifs de préretraite permettent également de valider des trimestres sur la base de la même règle (50 jours de perception sur l'année).

3. Dans le cadre de l'Assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF), la CNAF prend en charge les cotisations d'assurance vieillesse des personnes percevant certaines prestations familiales et ayant interrompu totalement ou partiellement leur activité professionnelle pour élever leur enfant. La logique de cette allocation est de compenser la perte de droit à la retraite du fait d'interruptions d'activité liées à des charges familiales.

reçu son relevé de carrière contre huit sur dix parmi ceux âgés de 59 ans.

Les assurés ayant reçu leur relevé doivent *a priori* mieux connaître leurs droits acquis à l'assurance vieillesse. On constate effectivement un effet positif de la détention du relevé de carrière : parmi les assurés déclarant avoir reçu leur relevé, 43 % se disent bien ou très bien informés de leurs droits, contre 23 % pour ceux qui n'ont pas reçu leur relevé. Dans le graphique 2, il apparaît, pour toutes les générations, que la part des salariés se déclarant bien informé est systématiquement plus élevée parmi les assurés ayant reçu leur relevé.

Cependant, le fait de détenir son relevé de carrière n'implique pas toujours le sentiment d'être bien informé sur les droits à la retraite puisque, parmi les assurés ayant reçu leur relevé, la majorité continue de se déclarer mal ou très mal informée : 57 % contre 77 % pour ceux qui n'ont pas reçu leur relevé.

Le fait de se sentir plus ou moins bien informé sur les droits à la retraite est l'expression d'un sentiment général subjectif de la personne sur son propre niveau de connaissance. Cette information ne permet pas de juger du niveau réel de connaissance en matière de retraite. Pour cela, deux questions complémentaires ont été posées, l'une concernant le nombre de trimestres permettant de valider le taux plein et l'autre portant sur le nombre de trimestres que l'assuré a accumulés au cours de sa carrière.

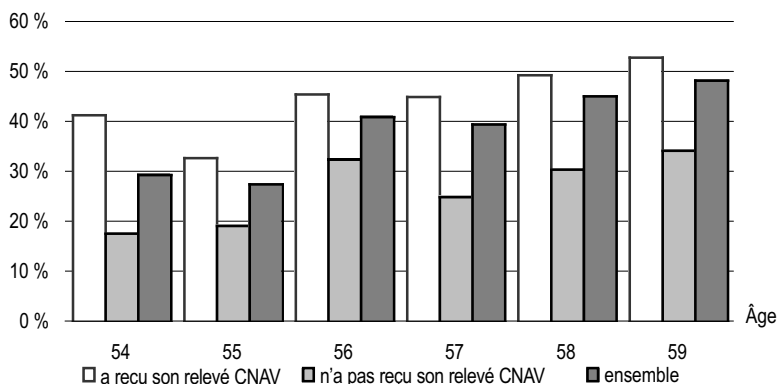
LA CONNAISSANCE DE LA DURÉE NÉCESSAIRE POUR AVOIR LE TAUX PLEIN

Comme il a été indiqué précédemment, le bénéfice du taux de liquidation maximal, c'est-à-dire le taux plein, est acquis lorsque la personne atteint une certaine durée d'assurance. La durée exigée évolue selon les générations depuis la réforme de 1993. Avant cette réforme, la durée nécessaire pour avoir le taux plein était fixée à 150 trimestres ; depuis, celle-ci augmente progressivement et a atteint 160 trimestres en 2003. Cette durée exigée reste constante entre 2003 et 2008. Dans le cadre de la réforme de 2003, il a été prévu que la durée d'assurance progresserait de nouveau après 2008 pour s'établir à 164 trimestres en 2012⁴. Pour les générations interrogées dans le cadre de l'enquête, la durée nécessaire pour avoir le taux plein s'échelonne entre 160 et 162 trimestres. Pour les générations 1945 à 1948, cette durée est fixée à 160 trimestres. Pour les générations 1949 et 1950, elle s'établit respectivement à 161 et 162 trimestres.

Globalement, la réponse de 160 trimestres concentre près de la moitié des réponses. La durée d'assurance nécessaire pour avoir le taux plein est fixée, pour les salariés du secteur privé, à 160 trimestres depuis 2003. Les durées d'assurance des autres régimes sont globalement alignées ou sont en cours d'alignement sur cette valeur qui est donc devenue une référence. Pour les générations soumises à cette

GRAPHIQUE 2 ●

pourcentage des assurés se sentant bien ou très bien informés sur leurs droits à la retraite, selon le fait d'avoir ou non reçu leur relevé de carrière et l'âge de la personne interrogée



Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPPE, DREES, INSEE (986 observations).

4. Dans la loi portant réforme des retraites du 22 août 2003, il est indiqué à l'article 5 : « À compter de 2009, la durée d'assurance nécessaire pour bénéficier d'une pension de retraite au taux plein et la durée de service et bonification nécessaire pour obtenir le pourcentage maximum d'une pension civile ou militaire de retraite sont majorées d'un trimestre par année pour atteindre 41 annuités en 2012 sauf si, au regard des évolutions présentées par le rapport mentionné au II et de la règle fixée au I, un décret pris après avis, rendus publics, de la Commission de garantie des retraites et du Conseil d'orientation des retraites (COR) ajuste le calendrier de mise en œuvre de cette majoration ».

durée (générations 1945 à 1948), 58 % des assurés l'indiquent bien. Parmi les générations 1949 et 1950, 37 % des assurés citent également 160 trimestres, alors que ces générations devront valider respectivement 161 et 162 trimestres pour avoir le taux plein. 11 % des assurés interrogés appartenant à ces générations désignent bien ces valeurs.

Ainsi, globalement 36 % des assurés déclarent la bonne valeur qui leur est nécessaire pour avoir le taux plein et 62 % indiquent une valeur correcte à 4 trimestres près⁵. Les autres assurés indiquent soit des valeurs très éloignées (10 % déclarent une durée inférieure à 150 trimestres et 5 %, une durée supérieure à 170 trimestres), soit ils ne désignent aucune valeur (7 %). À noter, 12 % indiquent comme valeur 168 trimestres, particulièrement les assurés des générations 1948, 1949 et 1950 (tableau 1). Cette valeur de 168 trimestres, soit 42 années de validation, correspond à la durée nécessaire pour pouvoir partir en retraite anticipée avant 60 ans. Cette valeur est aussi celle qui a été indiquée durant les débats de la loi portant réforme des retraites, comme la durée d'assurance nécessaire pour avoir le taux plein qui pourrait être fixée à l'horizon 2020⁶.

La connaissance de durée permettant d'avoir le taux plein est plus répandue chez les assurés proches de l'âge de la retraite, mais avec une baisse chez ceux âgés de 59 ans au moment de l'enquête. Ce

résultat s'explique sans doute par les critères de sélection de la population enquêtée : il s'agit d'assurés qui, encore en activité l'année de leurs 60 ans, sont peut-être moins au courant de leurs droits à la retraite car ne désirant pas arrêter leur activité dans l'immédiat⁷.

La connaissance des assurés en matière de droits à la retraite porte sur la réglementation du calcul de la retraite mais également sur leurs droits acquis au cours de leur carrière.

HUIT ASSURÉS SUR DIX DÉCLARENT SAVOIR LE NOMBRE DE TRIMESTRES QU'ILS ONT VALIDÉ

La question suivante a été posée aux assurés : « Connaissez-vous le nombre de trimestres ou d'années que vous avez validés aujourd'hui ? ». Ils sont 51 % à déclarer connaître exactement le nombre de trimestres validés, tandis que 29 % le connaissent de façon approximative et 20 % ne peuvent l'indiquer. Logiquement, la connaissance du nombre de trimestres validés est plus fréquente chez les générations les plus proches de la retraite. Ainsi, au sein de la génération 1945, 68 % des assurés déclarent connaître exactement le nombre de trimestres qu'ils ont validés, contre 37 % pour ceux de la génération 1950 (graphique 3).

TABLEAU 1 ●

les réponses des assurés concernant leur connaissance du nombre de trimestres nécessaire pour avoir le taux plein, selon leur génération

Génération 1950	Génération 1949	Génération 1948	Génération 1947	Génération 1946	Génération 1945	Ensemble
Rappel des valeurs de durées d'assurance nécessaires pour avoir le taux plein						
162 trimestres	161 trimestres	160 trimestres	160 trimestres	160 trimestres	160 trimestres	
Assurés qui ont donné la valeur d'assurance permettant d'avoir le taux plein effective pour leur génération (en %)						
10,8	11,3	54,7	62,6	60,2	49,7	35,7
Assurés qui ont donné cette valeur à plus ou moins 4 trimestres (en %)						
55,2	53,6	64,8	73,2	71,6	65,4	61,9
Assurés qui ont donné 160 trimestres (en %)						
36,7	37,2	54,7	62,6	60,2	49,7	47,7
Assurés qui ont donné 168 trimestres, au sein de la génération (en %)						
15,7	16,8	14,8	4,0	6,4	3,7	12,1
Assurés qui ont déclaré ne pas savoir, au sein de la génération (en %)						
6,8	8,8	4,6	9,8	8,1	3,7	7,1

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE (1 004 observations).

5. Ce qui correspond à un an, certaines personnes raisonnant plutôt en années qu'en trimestres.

6. Le bénéfice de la retraite anticipée est soumis à trois conditions : avoir commencé son activité avant 17 ans, avoir une durée d'assurance de 168 trimestres et avoir une durée cotisée égale à 168 trimestres pour pouvoir partir à partir de 56 ans ou de 154 trimestres pour pouvoir demander sa retraite à partir de 58 ans.

7. Au sein de cette génération, 50 % se déclarent impatient vis-à-vis de la retraite, contre 60 % pour l'ensemble des personnes interrogées.

Les hommes ont une meilleure connaissance de leur durée validée que les femmes, puisqu'ils ne sont que 17 % à déclarer ne pas la connaître, contre 24 % pour les femmes. C'est parmi les cadres et les contremaîtres que la proportion d'individus indiquant ne pas connaître cette durée est la plus faible (16 % contre 24 % au sein de la catégorie des ouvriers).

Logiquement, le fait d'avoir reçu son relevé de carrière améliore nettement la connaissance des assurés de leur durée validée. Ainsi, parmi les assurés ayant reçu leur relevé, 66 % déclarent connaître exactement leur durée d'assurance, 24 % peuvent l'indiquer de façon approximative et 10 % ne la connaissent pas. Parmi ceux qui n'ont pas reçu leur relevé, 36 % ne savent pas leur durée d'assurance.

En croisant les informations discutées jusqu'à présent, il apparaît que 53 % des assurés interrogés ont une connaissance correcte à la fois de la durée permettant de valider le taux plein (à plus ou moins 4 trimestres) et de la durée qu'ils ont eux-mêmes validée au cours de leur carrière (approximativement ou exactement). Globalement, un assuré sur deux, proche de l'âge de la retraite, a donc l'information de base *a priori* nécessaire pour préparer son départ à la retraite en connaissance de cause.

Ce sont globalement les personnes les plus âgées qui disposent le plus fréquemment de cette information de base (64 % des assurés des générations 1945 à 1947, contre 48 % pour ceux des générations 1948 à 1950). Là encore, les cadres sont les mieux informés, puisque 66 % ont une connaissance de base en matière de retraite, contre 38 % pour les ouvriers. La perception du relevé de compte améliore de façon significative le niveau d'information des assurés,

puisque 59 % des personnes ayant eu ce document connaissent la durée nécessaire pour le taux plein et, *a priori*, leur durée validée, contre 44 % pour ceux n'ayant pas eu leur relevé.

Le lien entre la détention de ces informations de base en matière de retraite et le sentiment général d'information n'est toutefois pas évident. Ce sont les assurés ayant le sentiment d'être bien informés ou mal informés qui détiennent le plus fréquemment l'information de base ici considérée en matière de retraite (respectivement 62 % et 58 %). Ce résultat confirme que le sentiment général d'information en matière de retraite exprimé par l'assuré est un sentiment subjectif qui ne permet pas de préjuger de son réel niveau d'information (tableau 2). Ainsi, dans le cas présent, ceux qui se déclarent très bien informés ne sont pas les mieux informés.

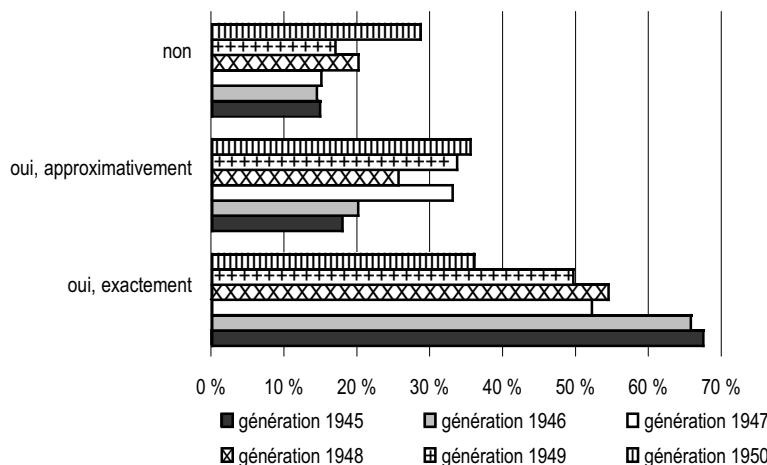
TABLEAU 2 ●
 part des assurés ayant une information minimale en matière de retraite et un sentiment général d'information en %

Sentiment d'information	Assurés ayant un niveau minimal d'information	Répartition des effectifs selon le sentiment d'information
Très bien informé	48	5
Bien informé	62	31
Mal informé	58	41
Très mal informé	35	23
Ensemble	53	100

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE (994 observations).

GRAPHIQUE 3 ●

connaissance des trimestres validés au cours de la carrière



Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE (1 004 observations).

Après s'être intéressé à l'information que les personnes déclarent avoir en matière de retraite, sur la base de leurs déclarations, une seconde étape vise à vérifier leur niveau réel d'information. La démarche consiste alors à comparer la durée d'assurance indiquée par les personnes interrogées aux durées inscrites dans leur compte de droits à l'assurance vieillesse géré par la CNAV (encadré 1). Ce rapprochement permet d'évaluer le niveau de connaissance des assurés sur leurs propres droits et d'apprécier ainsi s'ils projettent leur départ à la retraite sur la base d'une information correspondant à leurs droits réellement acquis. Il s'agit, dans un premier temps, de comparer les distributions de durée d'assurance puis, dans un second temps, d'apprécier au niveau individuel les écarts, afin d'évaluer si certaines populations se démarquent en termes de connaissance de durée d'assurance.

DES DISTRIBUTIONS DE DURÉE D'ASSURANCE DÉCLARÉES ASSEZ PROCHE DES DROITS RÉELLEMENT VALIDÉS

Avant de comparer les distributions de durée d'assurance, rappelons que la population interrogée se caractérise par le fait d'être encore en activité à un âge

ENCADRÉ 1 ●

L'INFORMATION DISPONIBLE DANS LES REPORTS DE CARRIÈRE GÉRÉS PAR LA CNAV

Tous les ans, les employeurs transmettent à la CNAV les déclarations annuelles de données sociales (DADS) dans lesquelles sont indiqués les noms des salariés employés au cours de l'année dans l'entreprise, leur durée d'activité, leur salaire annuel, etc. Sur la base de ces informations, les comptes individuels des salariés du secteur privé sont alimentés afin d'inscrire chaque année les droits accumulés au titre de l'assurance vieillesse, c'est-à-dire le nombre de trimestres validés annuellement.

Ces comptes individuels sont également alimentés par les données de l'assurance maladie, de l'assurance chômage et de la branche famille afin de compléter les comptes individuels des périodes assimilées validées annuellement au titre de la maladie, du chômage, de l'invalidité ou de l'AVPF (Assurance vieillesse des parents au foyer).

Ainsi, la CNAV dispose d'informations permettant de mettre à jour les comptes individuels des assurés relevant du régime général. Lorsque les personnes arrivent à un âge proche de la retraite, les comptes individuels sont enrichis des périodes validées dans les autres régimes ainsi que d'informations complémentaires sur certaines validations spécifiques telles que les périodes d'apprentissage ou de service militaire, afin de disposer d'une information complète sur la durée d'assurance validée dans l'ensemble des régimes.

proche de la retraite et de concentrer en moyenne un nombre de trimestres validés assez élevé comparativement aux personnes de leur génération⁸. La distribution de durée présentée ci-dessous n'est donc pas représentative des distributions de durées des générations interrogées (voir annexe p. 97).

Pour les hommes comme pour les femmes, la durée la plus fréquemment indiquée est celle de 40 années de validation (graphique 4). Cette valeur concerne près de 18 % des hommes, alors que, selon la CNAV, elle devrait concerner 11 % de cette population. Mise à part cette différence sur la valeur de 160 trimestres, la répartition des réponses selon les durées validées est, pour les hommes, assez proche des informations issues des comptes individuels. Pour les femmes, il y a une certaine surestimation des durées d'assurance déclarées : 41 % des femmes ont indiqué une durée d'assurance d'au moins 39 années alors que, selon les durées indiquées dans les données administratives, cette proportion est, pour cette même population, de 35 %.

LES ASSURÉS FOURNISSENT PLUS FRÉQUEMMENT DES INDICATIONS SUR LEUR DURÉE D'ASSURANCE LORSQU'ILS ONT REÇU LEUR RELEVÉ

Parmi les personnes interrogées, 20 % d'entre elles n'indiquent aucune durée d'assurance. Cette population appartient davantage aux générations les plus jeunes ; elle est aussi plus féminisée que la moyenne. Mais le point le plus discriminant est d'avoir ou non reçu un relevé de carrière : comme indiqué dans le tableau 3, parmi les assurés ne renseignant pas leur durée d'assurance, 65 % déclarent ne pas avoir reçu leur relevé de compte, contre 28 % pour les personnes qui fournissent des indications sur leur durée. En terme de carrière, les personnes qui n'indiquent pas de durée d'assurance ont, en moyenne, une durée validée plus faible, d'après les données de la CNAV (graphique 4) ; ils ont également plus souvent déclaré une période de chômage.

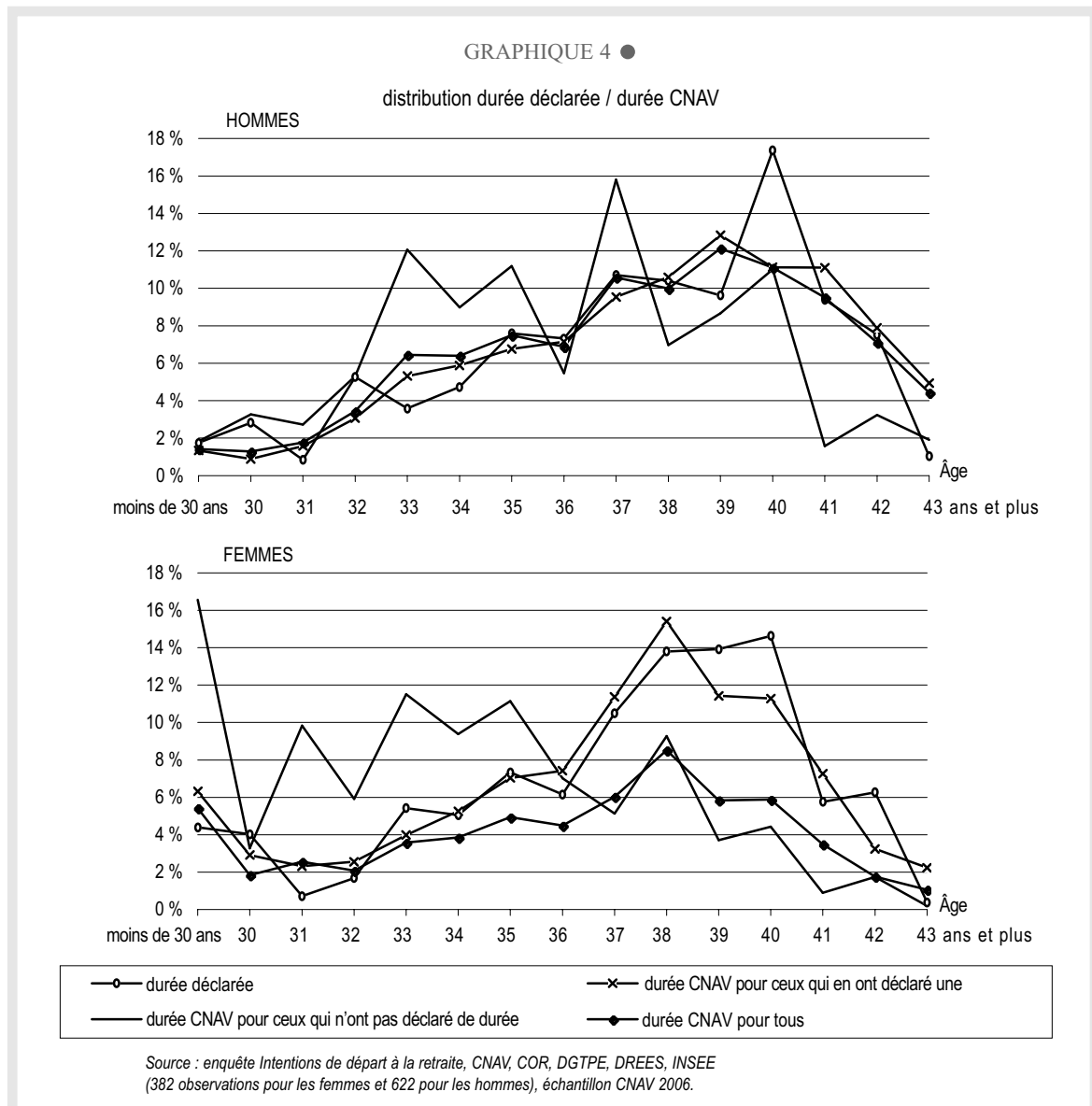
52 % DES ASSURÉS INDIQUENT UNE DURÉE D'ASSURANCE CORRESPONDANT À LA DURÉE ADMINISTRATIVE, À PLUS OU MOINS 4 TRIMESTRES PRÈS

Dans 20 % des cas, les personnes interrogées en début d'année 2005 indiquent, au trimestre près, la durée accumulée au 31 décembre 2004 sur leur compte individuel d'assurance vieillesse. Mais cette

8. Les individus du régime général retenus pour l'enquête devaient avoir validé au moins 100 trimestres à ce régime au moment de l'enquête.

comparaison est trop stricte pour bien apprécier la connaissance des assurés. Quelques comptes d'assurés ne sont pas parfaitement à jour des dernières validations et certaines informations à la marge peuvent manquer dans les comptes des assurés non régularisés, telles que certaines périodes d'apprentissage ou des périodes de service militaire. Par ailleurs, l'assuré peut arrondir sa durée d'assurance en traduisant un nombre d'années en un nombre de trimestres, ce qui peut entraîner un ajustement à plus ou moins 4 trimestres près. Il peut également oublier d'intégrer sa dernière année ou quelques trimestres validés grâce à des emplois temporaires en cours d'études. Ainsi, une différence entre durée déclarée et durée administrative de quelques trimestres n'est pas nécessairement significative d'une erreur de connaissance de l'assuré. Avec une

différence acceptée de plus ou moins 4 trimestres, 52 % de assurés indiquent une durée d'assurance équivalente à celle des données administratives. Au-delà de 4 trimestres, la différence sera considérée comme significative. Elle n'a alors plus le même sens selon que cette différence traduit pour l'assuré une sous-estimation ou bien une surestimation de sa durée d'assurance. Une sous-estimation par un individu de sa durée d'assurance peut le conduire à sous-évaluer sa pension escomptée et éventuellement à envisager un âge de départ à la retraite tardif. *A contrario*, une surestimation de la durée d'assurance peut entraîner l'assuré à projeter un âge de départ à la retraite trop précoce. Dans le tableau 4, est indiquée la répartition des effectifs selon le fait d'avoir bien indiqué, surestimé ou sous-estimé la durée d'assurance, comparativement



à la durée administrative. Parmi les assurés interrogés, 12 % surestiment leur durée d'assurance, la différence entre durée déclarée et durée administrative étant en moyenne de 13 trimestres. Dans le cas

d'une sous-estimation (16 % des assurés concernés), l'écart est en moyenne un peu plus faible (de 11,5 trimestres).

Les hommes indiquent plus fréquemment la valeur effective de leur durée d'assurance que les femmes : ils sont 56 % à annoncer une durée correcte à plus ou moins 4 trimestres, contre 46 % pour les femmes. De plus, les femmes sont plus nombreuses à ne pas indiquer de durée d'assurance (25 % contre 16 % pour leurs pairs) et elles la surestiment également plus souvent (17 % contre 9 % pour les hommes).

Outre cette différenciation selon le genre, il faut également noter que la perception d'un relevé de carrière améliore sensiblement les réponses sur la durée d'assurance. La détention de ce document est, comme nous l'avons vu précédemment, très discriminant sur le fait de déclarer connaître ou non sa durée d'assurance. En revanche, sur la proximité de la durée indiquée avec la durée administrative, les réponses sont plutôt améliorées « à la marge » : les personnes ayant reçu leur relevé de compte et ayant indiqué une durée d'assurance lors de l'interview sont 67 % à donner une durée d'assurance proche de la durée CNAV, contre 60 % pour ceux qui ont déclaré ne pas avoir reçu ce relevé.

Par ailleurs, en rapprochant la réelle connaissance des durées d'assurance des personnes interrogées à ce qu'ils pensaient, il apparaît une certaine cohérence des réponses : parmi les assurés qui ont au préalable indiqué connaître exactement leur durée d'assurance, 70 % d'entre eux indiquent effectivement une information proche de l'information administrative à plus ou moins 4 trimestres près. Parmi ceux qui ont déclaré connaître leur durée de façon approximative, ce taux est de 55 %.

TABLEAU 3 ●

structure de la population selon le fait d'avoir ou non indiqué sa durée d'assurance au cours de l'entretien
 en %

	Répartition des assurés ayant indiqué une durée d'assurance	Répartition des assurés ne connaissant pas leur durée d'assurance
Génération 1945	9,8	6,9
Génération 1946	11,7	8,3
Génération 1947	14,3	10,2
Génération 1948	19,8	20,8
Génération 1949	23,3	19,2
Génération 1950	21,2	34,5
Hommes	64,3	52,5
femmes	35,7	47,5
Ayant perçu un relevé de compte	71,3	33,0
N'en ayant pas reçu	28,3	65,1
Ne sait pas	0,5	1,9
Déclare des périodes de chômage	37,5	49,8
Pas de période de chômage	62,5	50,2
Déclare des périodes de maladie	60,8	59,6
Pas de période de maladie	39,2	40,4
Durée moyenne d'assurance selon les données CNAV (en trimestres)		
Hommes	152,0	148,0
Femmes	146,0	136,0

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE (1 004 observations), échantillon CNAV 2006.

TABLEAU 4 ●

les différences entre durée d'assurance déclarée et durée d'assurance CNAV

	Hommes	Femmes	Ensemble
Assurés n'ayant pas indiqué de durée validée (en %)	16,7	24,7	19,7
Assurés pour lesquels la durée déclarée est égale à celle de la CNAV (en %)	20,8	17,6	19,6
Assurés ayant une différence absolue d'au plus 4 trimestres (en %)	34,9	28,7	32,6
Total d'assurés connaissant leur durée d'assurance à plus ou moins 4 trimestres (en %)	55,7	46,3	52,2
Assurés surestimant sa durée d'assurance d'au moins 5 trimestres comparativement à la durée CNAV (en %)	8,9	17,0	12,0
Valeur moyenne et médiane* de la différence dans les cas de surestimation	11,5 trimestres	14,4 trimestres	13,0 trimestres
	8 trimestres*	10 trimestres*	9 trimestres*
Assurés sous-estimant leur durée d'assurance d'au moins 5 trimestres comparativement à la durée CNAV (en %)	18,7	12,0	16,2
Valeur moyenne et médiane* de la différence dans les cas de sous-estimation	11,6 trimestres	11,3 trimestres	11,5 trimestres
	8 trimestres*	8 trimestres*	8 trimestres*

Source : enquêtes Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE (1 004 observations), échantillon CNAV 2006.

UNE MOINS BONNE CONNAISSANCE DES DURÉES D'ASSURANCE CHEZ LES FEMMES...

Les femmes sont plus nombreuses à surestimer leur durée d'assurance, la différence étant de l'ordre de 14 trimestres en moyenne. Comme il a été indiqué précédemment, elles peuvent bénéficier de majoration de durée d'assurance (MDA) en fonction du nombre d'enfant qu'elles ont élevés. Cette majoration est de 8 trimestres par enfant. Dans le cadre de l'interview, il était précisé que la durée d'assurance déclarée par la personne ne devait pas inclure ces majorations. Il est possible que certaines assurées les aient tout de même prises en compte. Lorsque l'on intègre ces majorations pour effectuer la comparaison entre durée présente dans les fichiers de la CNAV et durée déclarée, il apparaît que les écarts sont finalement bien plus importants : seulement 19 % des femmes ont une durée déclarée équivalente à la durée CNAV à plus ou moins 4 trimestres et 78 % d'entre elles ont indiqué une durée inférieure de plus de 4 trimestres à la durée administrative intégrant les MDA. En revanche, parmi les femmes ayant surestimé leur durée d'assurance, le fait de prendre en compte les MDA permet de réduire, de façon significative, les écarts entre durée déclarée et durée administrative. La différence moyenne est alors de 4 trimestres, contre 10 trimestres lorsque la durée administrative n'inclut pas les majorations de durée.

.... ET CHEZ LES ASSURÉS AYANT CONNU DES PÉRIODES DE CHÔMAGE OU DES ARRÊTS MALADIE SIGNIFICATIFS

Les assurés ayant connu une ou plusieurs périodes de chômage ont tendance à avoir plus fréquemment des écarts significatifs entre durée d'assurance déclarée et durée d'assurance connue par la CNAV. Les écarts vont le plus souvent dans le sens d'une sous-estimation de leur durée dans leur déclaration. La question se pose, en

conséquence, d'un éventuel manque d'information des assurés en matière de validation de trimestres lors des périodes de chômage indemnisé (tableau 5).

Le constat est le même pour les arrêts maladie. Les assurés ayant eu des arrêts maladie d'au moins 60 jours sur une année, ce qui ouvre droit à la validation de trimestres au titre de périodes assimilées, ont plus fréquemment des écarts entre durée d'assurance déclarée et durée d'assurance enregistrée au sein de leur compte d'assurance vieillesse. Comme pour les assurés ayant connu des périodes de chômage, ces écarts vont le plus souvent dans le sens d'une sous-estimation de la durée d'assurance connue par l'assuré comparativement à la durée enregistrée par la CNAV (tableau 6).

Le fait que les personnes qui ont connu des périodes de chômage ou des périodes de maladie connaissent moins bien leur durée d'assurance peut s'expliquer par deux raisons : la première est que les assurés ne savent pas que ces périodes donnent droit à des validations de trimestres qui alimentent leur durée d'assurance. La seconde raison est que les individus soumis à des carrières comprenant des aléas ont plus de mal à calculer leur durée d'assurance que ceux qui ont une carrière linéaire sans interruption. Pour apprécier si les personnes ont une bonne connaissance de leurs périodes de chômage ou de maladie, on peut spécifiquement comparer les informations qu'ils ont indiquées sur ces périodes à celles détenues *via* les données administratives (encadrés 2 et 3).

Sur la base de cette comparaison entre les déclarations et les informations administratives, il apparaît que les assurés connaissent globalement la durée de leur période d'interruption d'activité, que ce soit du fait du chômage ou d'arrêt maladie. La moins bonne connaissance des durées d'assurance pour les assurés ayant connu ce type d'aléas de carrière semble plutôt s'expliquer par la méconnaissance des règles de validation des périodes de chômage ou d'arrêts maladie que du fait d'une mauvaise appréciation de ces périodes d'interruption.

TABLEAU 5 ●

la répartition des assurés ayant indiqué une durée d'assurance selon les écarts constatés
et selon le fait de déclarer avoir connu ou non une période de chômage*

	Aucune période de chômage	Au moins une période de chômage selon l'assuré	Ensemble
Durée déclarée et durée CNAV équivalentes	27,5	19,2	24,4
Durées proches à plus ou moins 4 trimestres	43,4	35,9	40,6
Durée déclarée supérieure d'au moins 5 trimestres comparativement à la durée CNAV	12,5	18,9	14,9
Durée déclarée inférieure d'au moins 5 trimestres comparativement à la durée CNAV	16,6	26,0	20,1
Ensemble	100,0	100,0	100,0

* Que l'on prenne le fait d'avoir du chômage selon l'indication de l'assuré ou selon les informations indiquées dans le compte des assurés, les résultats sont équivalents.
Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE (806 observations), échantillon CNAV 2006.

TABLEAU 6 ●

la répartition des assurés ayant indiqué une durée d'assurance selon les écarts constatés et selon le fait d'avoir eu au moins un arrêt maladie d'au moins 60 jours au cours de la carrière

	Aucune période maladie	Au moins une période selon les données CNAV	Ensemble
Durée déclarée et durée CNAV équivalentes	24,4	24,5	24,4
Durées proches à plus ou moins 4 trimestres	41,9	30,4	40,6
Durée déclarée supérieure d'au moins 5 trimestres comparativement à la durée CNAV	14,7	16,5	14,9
Durée déclarée inférieure d'au moins 5 trimestres comparativement à la durée CNAV	19,0	27,8	20,1
Ensemble	100,0	100,0	100,0

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE (806 observations), échantillon CNAV 2006.

ENCADRÉ 2 ●

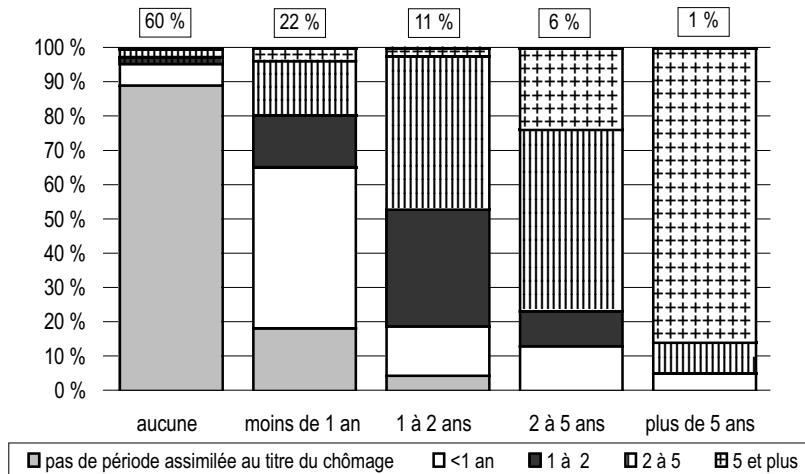
DURÉES DE CHÔMAGE DÉCLARÉES ET VALIDÉES

Dans le cadre de l'enquête, une question était posée sur les éventuelles périodes de chômage que l'assuré a connues au cours de sa carrière. La majorité des personnes interrogées (60 %) indiquent qu'elles n'ont jamais connu de période de chômage, 22 % ont eu moins d'une année de chômage, 11 % ont déclaré un à deux ans de chômage et 7 % indiquent une durée de chômage supérieure à deux ans.

Rappelons que les périodes de chômage donnent lieu à des validations de périodes assimilées. Lorsque l'assuré a connu une période de chômage indemnisée de 50 jours¹ sur une année, un trimestre de période assimilée au titre de chômage lui sera validé. Les données administratives permettent d'avoir connaissance des périodes de chômage de l'assuré, mais uniquement des périodes de chômage indemnisé² (qui intègrent également les périodes de perception de l'allocation de solidarité spécifique). Les périodes assimilées³ ont été retranscrites en temps passé au chômage ; cependant, il peut toujours y avoir un décalage de plus ou moins 49 jours : par exemple, lorsqu'un assuré a validé un trimestre au titre des périodes assimilées, cela a été traduit comme une période de chômage de 50 jours alors que, dans les faits, il a eu une période pouvant être comprise entre 50 et 99 jours.

Le mode de calcul et la condition d'indemnisation peuvent faire en sorte que la période de chômage vécue ne corresponde pas à la durée retranscrite dans les données CNAV. Pour la population enquêtée, encore en activité entre 54 et 59 ans et ayant validé un nombre de trimestres significatif, il y a une bonne cohérence entre ce qui est déclaré et ce qui est constaté dans les fichiers de carrière. Pour les trois quarts des assurés, la période déclarée correspond à la période constatée. Pour les personnes pour lesquelles il y a un écart, celui-ci est le plus souvent d'une année du fait, sans doute, des modes de calcul des périodes assimilées. Le graphique ci-dessous met en relation la durée déclarée et les périodes validées à la CNAV.

Durée d'assurance déclarée et durée d'assurance validée à la CNAV



Lecture : parmi les personnes interrogées, 22 % déclarent une période de chômage inférieure à un an. Au sein de cette sous-population, 18 % n'ont aucune période assimilée au titre du chômage et 47 % ont des périodes assimilées couvrant une période inférieure à un an.
 Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE (1 004 observations), échantillon CNAV 2006.

1. Il s'agit du total sur l'année, sans que ces jours soient nécessairement consécutifs.
2. Au maximum, une année de chômage non indemnisé peut être validée au cours de la carrière. Pour les chômeurs de longue durée âgés de 55 ans et plus, 5 années au maximum de chômage non indemnisé peuvent être validées.
3. Non plafonnées à 4 sur l'année pour se rapprocher d'une durée et non d'une validation de trimestre.

ENCADRÉ 3 ●

ARRÊTS MALADIE DÉCLARÉS AU COURS DES CINQ DERNIÈRES ANNÉES
 ET PÉRIODES DE MALADIE VALIDÉES

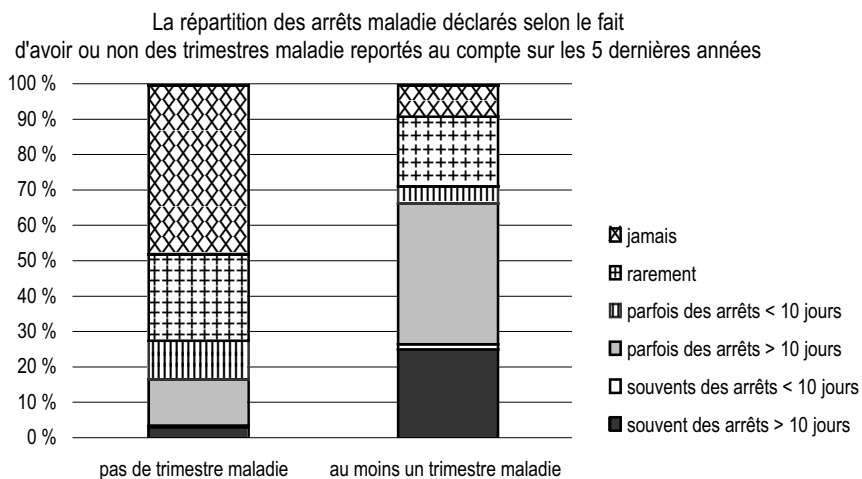
Pour les périodes de maladie, la question posée était différente de celle portant sur les périodes de chômage, puisqu'elle ne concernait que les périodes d'arrêt maladie au cours des 5 dernières années d'activité, en distinguant les arrêts de plus de 10 jours à ceux de moins de 10 jours. La question posée était la suivante : « Avez-vous eu des arrêts de travail dus à des ennuis de santé au cours des 5 dernières années ? » Les réponses proposées ne permettent pas de disposer directement d'une durée d'arrêt maladie, mais plutôt de la survenance des arrêts et de leur fréquence. Le tableau ci-dessous indique les résultats obtenus.

La répartition des assurés selon les périodes de maladie déclarées sur les cinq dernières années en %

	Hommes	Femmes	Ensemble
Souvent, dont un ou plusieurs arrêts d'une durée supérieure à 10 jours	7,0	9,7	8,0
Souvent, uniquement des arrêts de courte durée inférieure à 10 jours	0,9	0,2	0,7
De temps en temps, dont un ou plusieurs arrêts d'une durée supérieure à 10 jours	17,5	21,0	18,8
De temps en temps, uniquement des arrêts de courte durée inférieure à 10 jours	9,3	10,0	9,6
Rarement	22,8	24,7	23,5
Jamais	42,5	34,3	39,4
Ensemble	100,0	100,0	100,0

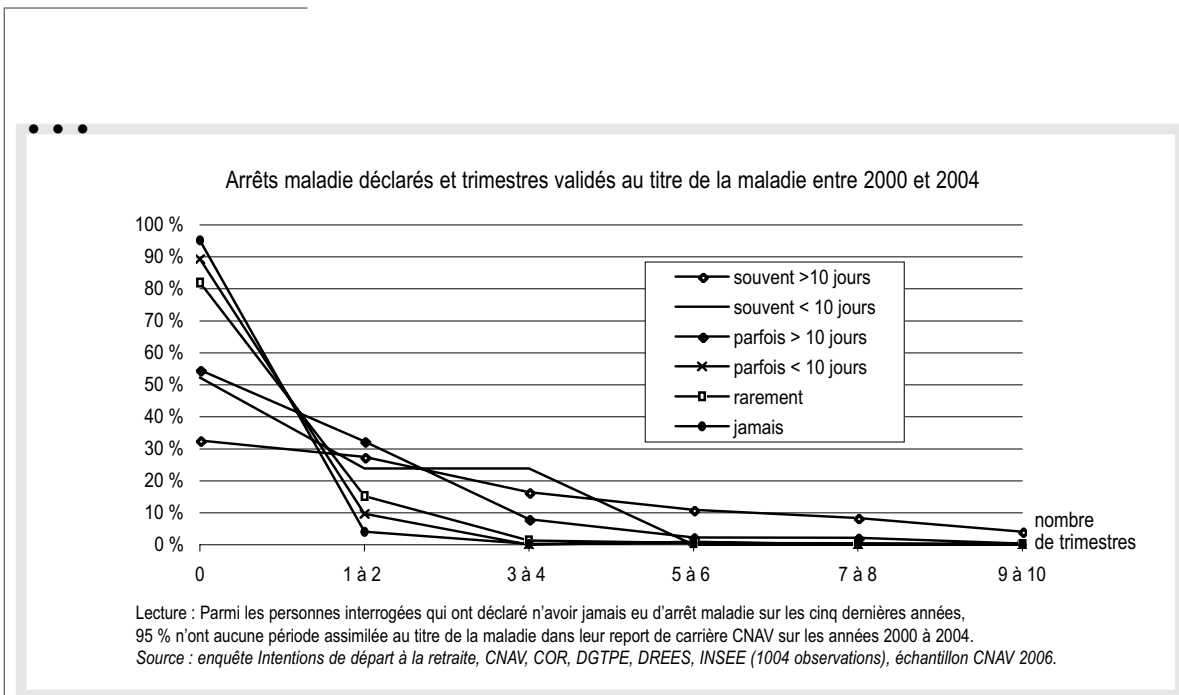
Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPPE, DREES, INSEE (1004 observations) ; échantillon CNAV 2006.

Dans les reports de carrière, on dispose du nombre de périodes assimilées au titre de la maladie. Une période assimilée est validée pour 60 jours de maladie ouvrant droit à des indemnités maladie. Sur la base de ces informations, il est possible de repérer la survenance d'arrêt maladie d'au moins 60 jours et de reconstituer la période approximative de maladie que l'assuré a connu sur les années 2000 à 2004. Globalement, 21 % des assurés ont au moins une période assimilée validée au titre de la maladie sur la période étudiée, comparativement aux 27 % de personnes qui ont indiqué avoir eu au moins un arrêt maladie de plus de 10 jours. La différence entre les deux peut s'expliquer par la durée de l'arrêt nécessaire pour valider une période (au moins 60 jours sur l'année). Cependant, au-delà de ce décalage lié à la réglementation, il apparaît une relativement bonne corrélation entre les déclarations d'arrêt maladie et les informations administratives. Ainsi, les assurés n'ayant aucune période assimilée maladie dans leur compte sur les années 2000 à 2004 déclarent plus fréquemment n'avoir eu que très rarement ou jamais d'arrêt maladie sur les cinq dernières années comparativement à ceux qui ont au moins validé un trimestre au titre de la maladie (72 % contre 29 %) [graphique ci-dessous].



Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPPE, DREES, INSEE (1004 observations) ; échantillon CNAV 2006.

La corrélation se vérifie également au niveau des durées des arrêts maladie. Lorsque l'on reconstitue la période de maladie, les assurés déclarant des arrêts maladie fréquents et d'une durée supérieure à 10 jours sont bien ceux qui ont plus fréquemment un nombre important de trimestres assimilés au titre de la maladie : parmi les assurés ayant déclaré avoir eu souvent des arrêts maladie de plus de 10 jours, 50 % d'entre eux ont entre 1 et 4 trimestres validés au titre de la maladie ; cette proportion est de 3 % pour ceux qui ont déclaré ne jamais avoir eu d'arrêt à ce titre sur les 5 dernières années (graphique ci-après).



En conclusion, le niveau d'information des assurés en matière de retraite est un élément qui détermine, en partie, leurs intentions de départ à la retraite. L'objectif de cette étude était d'analyser ce niveau de connaissance à travers des questions posées dans le cadre de l'enquête Intentions de départ, réalisée début 2005 auprès de 1004 salariés du secteur privé encore en activité et âgés de 54 à 59 ans. Ces données ont été enrichies des données administratives de la CNAV retraçant leur carrière à travers leurs reports d'assurance vieillesse.

Il apparaît que près des deux tiers des personnes interrogées ont un sentiment de mauvaise information en matière de droits à la retraite. Ce sentiment, bien qu'il soit moins répandu, demeure majoritaire, même chez les assurés ayant reçu leur relevé de carrière. Outre ce sentiment général, sur la question plus précise de la durée d'assurance permettant de valider le taux plein, il apparaît que la grande majorité des futurs retraités ont gardé la référence de 160 trimestres, alors même que cette durée a été augmentée pour les générations 1949 et suivantes suite à la réforme des retraites de 2003. Sur leurs propres droits à l'assurance vieillesse, et en particulier sur leur durée d'assurance, cinq assurés sur dix connaissent leur durée d'assurance à plus ou moins 4 trimestres, deux sur dix ne peuvent l'indiquer et trois sur dix annoncent une valeur ayant un écart de plus de 4 trimestres comparativement à la durée inscrite dans leur compte d'assu-

rance vieillesse. Les femmes semblent globalement moins bien informées que les hommes et les catégories sociales les plus élevées ont, comparativement aux autres catégories, une meilleure information en matière de retraite. Il apparaît également que les assurés ayant eu des périodes de chômage ou des périodes de maladie significatives connaissent moins bien leur durée d'assurance, du fait d'une méconnaissance des règles de validation durant ces périodes et d'une plus grande difficulté à reconstituer la durée d'assurance du fait de ces interruptions.

Ces populations qui ont le sentiment de disposer d'une information imparfaite sur leurs droits à la retraite et sur la législation applicable et qui, de fait, déclarent fréquemment des durées d'assurance manifestement inexactes, s'exposent au risque d'organiser leur départ en retraite en mauvaise connaissance de cause. C'est là l'enjeu du droit à l'information des assurés introduit par la loi du 22 août 2003 portant réforme des retraites, qui se concrétisera progressivement par des envois systématiques et de plus en plus tôt de relevés de situation individuel (relevé de carrière multirégimes), ainsi que par des possibilités d'estimer, de plus en plus précocement, une retraite globale indicative. On peut escompter de ces mesures une meilleure visibilité des assurés sur leurs droits à l'assurance vieillesse, afin de leur permettre d'envisager leur départ à la retraite dans de meilleures conditions. ■

LES PERCEPTIONS DES SALARIÉS QUANT À LEUR SITUATION FINANCIÈRE À LA RETRAITE

Amandine BRUN-SCHAMMÉ

Ministère de l'Emploi, de la Cohésion sociale et du Logement

Ministère de la Santé et des Solidarités

DREES

L'enquête Intentions de départ à la retraite permet d'examiner la perception qu'ont les salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans de leur situation financière actuelle et la façon dont ils appréhendent l'évolution de celle-ci dans l'avenir à l'approche de la retraite.

Environ quatre salariés sur dix estiment qu'ils ne disposeront pas, à la retraite, de suffisamment d'argent pour vivre et près de 16 % n'expriment pas d'opinion sur leur niveau de vie futur.

Ces personnes s'estiment moins bien informées sur leurs droits à pension que celles considérant qu'elles auront suffisamment d'argent pour vivre à la retraite.

Parmi les personnes ayant une opinion sur leur situation financière future, celles qui estiment avoir suffisamment d'argent pour vivre aujourd'hui pensent plus fréquemment qu'elles en auront également assez au moment de la retraite.

Même lorsque l'on tient compte de cette relation, le manque d'information continue de jouer un rôle important sur la vision négative de l'avenir en matière de situation financière.

Par ailleurs, la perception de la situation financière future est également liée aux ressources financières qu'anticipent les individus et à la structure familiale à cette période.

L'enquête Intentions de départ à la retraite¹ réalisée en 2005 auprès d'un échantillon de salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans offre un aperçu de la situation actuelle de ces salariés et de la façon dont ils appréhendent l'avenir à l'approche de la retraite. Cette enquête a pour principal objectif d'identifier les facteurs qui influent sur le moment où les assurés choisissent de partir en retraite.

Outre l'âge auquel ils souhaitent et envisagent leur retraite, ceux-ci ont été interrogés sur leur état d'esprit à la veille de leur départ à la retraite et sur la vision qu'ils ont de leur situation familiale et financière future. Ainsi, l'enquête Intentions de départ à la retraite s'intéresse à la détention d'épargne des individus, à la place des revenus de cette épargne dans leurs ressources futures ou bien encore aux charges familiales qui seront les leurs à la retraite. Plusieurs questions permettent également d'appréhender le niveau de vie actuel et à venir des personnes, qu'elles concernent leur situation d'emploi actuelle, les changements professionnels risquant de se produire d'ici le départ à la retraite ou le taux de remplacement escompté du salaire par la pension de retraite. Les personnes ont également été interrogées sur leur niveau d'information concernant leurs droits en matière de retraite, ce qui permet de mettre en regard leurs réponses et ce degré d'information².

Dans cette étude, on s'intéresse précisément à la perception qu'ont les personnes de leur situation financière future et aux paramètres qui influent sur cette perception. Dans une première partie, la disposition à répondre des personnes et leur appréciation positive ou négative de leur situation financière à la retraite sont ainsi analysées au regard de leurs caractéristiques sociodémographiques et de leur degré de connaissance de leurs droits à la retraite. Dans une

1. Voir annexe technique de ce numéro p. 97.

2. Voir article d'I. Bridenne p. 51 consacré au niveau d'information des personnes concernant leurs droits à la retraite.

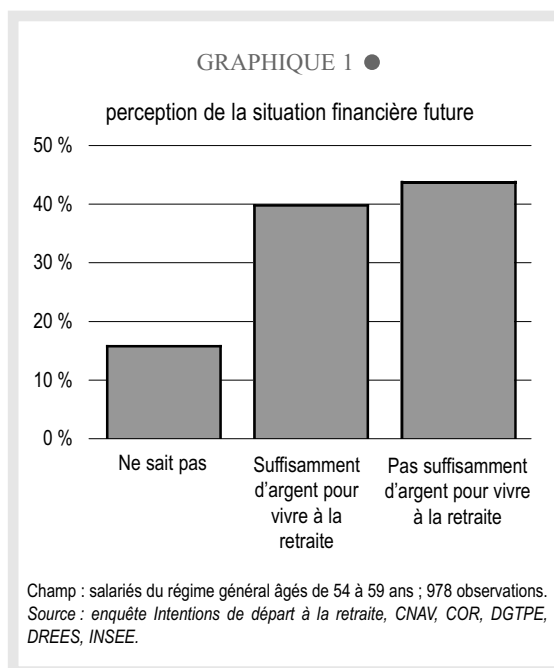
seconde partie, l'opinion des personnes sur leur niveau de vie à la retraite est rapprochée de celle qu'elles ont de leur situation actuelle, les deux étant pour partie liées.

ENVIRON 16 % DES SALARIÉS ÂGÉS DE 54 À 59 ANS NE PARVIENNENT PAS À PROJETER LEUR SITUATION FINANCIÈRE DANS LE FUTUR

Dans l'enquête Intentions de départ à la retraite, il était explicitement demandé aux personnes si elles pensaient « qu'en retraite, elles auraient suffisamment d'argent pour vivre » (encadré 1). Si 40 % des personnes interrogées pensent avoir en retraite suffisamment d'argent pour vivre, 44 % d'entre elles déclarent le contraire, ce qui témoigne d'un certain pessimisme concernant leur avenir financier. Par ailleurs, une proportion appréciable d'entre elles (16 %) ne se prononce pas, ce qui révèle une incertitude ou du moins des difficultés à projeter leur situation financière future (graphique 1).

Le manque d'information des personnes sur leurs droits à la retraite est sans doute un facteur d'incertitude important, lorsqu'il s'agit d'apprécier leur niveau de vie futur. Ainsi, moins les personnes se déclarent informées sur leurs droits en matière de retraite, plus elles ont tendance à ne pas se prononcer sur leur situation financière future (tableau 1) : 19 % des personnes estimant être mal informées sur leurs droits en matière de retraite déclarent ne pas

savoir si elles auront ou non suffisamment d'argent pour vivre lorsque qu'elles auront pris leur retraite, alors que seulement 7 % des personnes s'estimant très bien informées sur leurs droits ne s'expriment pas. De plus, l'incapacité des personnes à déterminer le niveau de leur taux de remplacement au moment de la liquidation de leur retraite (c'est le cas de 11 % des personnes interrogées) s'accompagne



ENCADRÉ 1 ●

LES QUESTIONS D'OPINION DANS LE QUESTIONNAIRE DE L'ENQUÊTE INTENTIONS DE DÉPART À LA RETRAITE

Dans l'enquête Intentions de départ à la retraite, les questions portant sur la perception qu'ont les individus de leur situation financière présente et future et de leur niveau d'information sur leurs droits en matière de retraite sont formulées de la façon suivante :

Question 31 : « Diriez-vous que vous avez aujourd'hui... »

- Suffisamment d'argent pour vivre
- Pas suffisamment d'argent pour vivre
- Ne sait pas

Question 32 : « Et diriez-vous que lorsque vous serez en retraite, vous aurez... »

- Suffisamment d'argent pour vivre
- Pas suffisamment d'argent pour vivre
- Ne sait pas

Question 33 : « Personnellement, concernant vos droits en matière de retraites, vous sentez-vous... »

- Très bien informé
- Plutôt bien informé
- Plutôt mal informé
- Très mal informé
- Ne sait pas

encore plus fréquemment d'une difficulté à se projeter dans l'avenir. Ainsi, 33 % des salariés n'ayant pas fourni d'indications sur leur taux de remplacement attendu ne se prononcent pas sur leur situation financière future, contre 14 % de ceux qui donnent une estimation de leur taux de remplacement (annexe 1).

Néanmoins, le sentiment d'être bien ou mal informé sur ses droits à la retraite reste très subjectif, ce qui conduit à relativiser la signification du facteur « information sur les droits en matière de retraite ». En effet, certaines personnes peuvent avoir reçu leur relevé de carrière et avoir un niveau d'information supérieur au niveau moyen du reste de la population, sans pour autant s'estimer bien informées.

On pourrait aussi penser que les personnes s'estimant mal ou peu informées en matière de droits à la retraite ont des caractéristiques particulières, et que ce sont en réalité ces caractéristiques, et non leur niveau d'information en tant que tel, qui jouent sur le fait de ne pouvoir s'exprimer sur sa situation financière future.

Toutefois, le profil sociodémographique des personnes qui ne se sont pas prononcées sur leur situation financière à la retraite ne diffère pas sensiblement du profil de celles qui ont émis un avis (annexe 1). Une analyse toutes choses égales par ailleurs (tableau 2, colonne 1) confirme d'ailleurs que les caractéristiques sociodémographiques ont un effet limité sur la probabilité de ne pas se prononcer sur la situation financière à la retraite. Les personnes vivant en couple s'expriment plus souvent sur ce point que celles qui vivent seules. Dans un couple, les ressources sont généralement partagées et l'incertitude peut être moins forte, surtout si le conjoint est actif ou à la retraite. Par ailleurs, alors même que leurs trajectoires professionnelles sont sans doute plus heurtées, rendant

difficile une évaluation des droits à la retraite, les personnes les moins qualifiées ont, toutes choses égales par ailleurs, plus souvent une opinion sur leur niveau de vie à la retraite que les cadres. En tout état de cause, l'analyse toutes choses égales par ailleurs confirme que s'estimer plutôt mal ou très mal informé sur ses droits ou être incapable d'évaluer son taux de remplacement implique une probabilité plus élevée de ne pas se prononcer sur sa situation financière à la retraite.

ENVIRON LA MOITIÉ DES SALARIÉS PENSENT QU'ILS AURONT SUFFISAMMENT D'ARGENT POUR VIVRE À LA RETRAITE

Les personnes qui ne se sont pas prononcées sur leur avenir financier n'ont donc pas des caractéristiques fondamentalement différentes des autres enquêtés. Aussi, la suite de l'étude est exclusivement consacrée aux personnes qui ont émis un avis sur leur situation financière à la retraite et sur les facteurs susceptibles d'expliquer leur position. Parmi elles, 48 % estiment qu'elles auront à cette période « suffisamment d'argent pour vivre », alors que 52 % pensent le contraire. La vision de la situation financière future est ainsi très partagée.

L'opinion émise sur le niveau de vie à la retraite dépend des ressources financières qu'anticipent les individus...

L'analyse des réponses aux questions d'opinions, notamment lorsqu'elles portent sur le niveau de vie futur, est souvent délicate car de nombreux paramètres du niveau de vie actuel ou futur demeurent non observés dans l'enquête. Pour autant, plusieurs

TABLEAU 1 ●

propension à se prononcer sur sa situation financière future :
un lien avec le niveau d'information

en %

Concernant vos droits en matière de retraite, vous sentez-vous :	Lorsque vous serez en retraite, pensez-vous que vous aurez suffisamment ou pas suffisamment d'argent pour vivre ?		
	ne sait pas	se prononce	Ensemble
Très bien informé	7	93	100
Plutôt bien informé	12	88	100
Plutôt mal informé	16	84	100
Très mal informé	19	81	100
Ensemble	16	84	100

Lecture : 19 % des individus déclarant être très mal informés sur leurs droits en matière de retraite ne savent pas s'ils auront suffisamment ou pas suffisamment d'argent pour vivre en retraite.

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 978 observations.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

variables permettent d'approcher ce que pourrait être le niveau de vie à la retraite des personnes interrogées, et de le rapprocher de l'opinion qu'elles en ont. Au premier rang d'entre elles, figurent le niveau de

salaires actuels et le taux de remplacement indiqués par les personnes, quand elles en ont été capables, qui donnent une idée du niveau de la pension individuelle de retraite. Il n'est ainsi pas surprenant d'ob-

TABLEAU 2 ●

facteurs explicatifs de l'absence d'opinion sur la situation financière en retraite et, parmi les répondants, de la vision optimiste de la situation financière future

	Probit simple	Probit simple
	Absence d'opinion	Suffisamment d'argent pour vivre en retraite
Revenu mensuel net ¹	-0,024	0,293 ***
Statut professionnel		
<i>Cadre</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
Agent de maîtrise	-0,004	0,059
Employé / Autre qualification	-0,564 ***	-0,309 *
Ouvrier / Aucune qualification	-0,332 *	-0,377 *
Niveau de diplôme		
<i>Sans diplôme</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
CAP - BEP	0,172	-0,038
Bac / Université	-0,161	-0,121
Taux de remplacement		
100 % et plus	-0,206	0,850 ***
80 % - 90 %	-0,386 **	0,403 **
60 % - 70 %	-0,091	0,338 **
50 % et moins	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
Ne se prononce pas	0,520 **	0,331
Statut d'occupation du logement		
<i>Propriétaire</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
Locataire	-0,106	-0,781 ***
Épargne		
<i>Épargne part nulle des ressources futures</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
Épargne part importante des ressources futures	-0,204	0,442 ***
Épargne part assez faible des ressources futures	0,038	0,264 **
Périodes d'emploi passées		
Périodes de chômage dans le passé	-0,097	-0,037
Craintes pour l'emploi actuel	0,006	-0,392 ***
Niveau d'information		
<i>Très bien ou plutôt bien informé</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
Plutôt mal informé	0,262 **	-0,317 ***
Très mal informé	0,323 **	-0,406 ***
Genre		
Homme	0,167	-0,19
Âge	0,013	0,016
Nombre d'enfants	-0,026	-0,072
Situation familiale		
<i>Conjoint actif</i>	<i>Référence</i>	<i>Référence</i>
Personne sans conjoint	0,247 *	-0,288 *
Conjoint non employé	-0,068	-0,113
Conjoint à la retraite	-0,188	0,357 **
Charges financières à la retraite		
Une personne complètement à charge financièrement		-0,323 **
Aide financière régulière à une personne		-0,117
Constante	-0,830 **	-0,026
Nombre d'observations	978	826

1. Le coefficient du revenu est multiplié par 1000.

* significatif au seuil de 10 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; *** significatif au seuil de 1 %.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

server que l'optimisme concernant la situation financière future croît avec le niveau de revenu d'activité mensuel de la personne interrogée (tableau 3). Ainsi, deux tiers des personnes qui perçoivent un revenu inférieur à 1 500 euros par mois déclarent qu'à la retraite, elles n'auront pas suffisamment d'argent pour vivre ; elles sont proportionnellement deux fois moins nombreuses à exprimer cette opinion lorsqu'elles ont un salaire mensuel d'au moins 2 500 euros. De même, on observe logiquement que plus les personnes anticipent un taux de remplacement faible, plus elles estiment qu'à la retraite, elles n'auront pas suffisamment d'argent pour vivre. Il importe cependant de raisonner toutes choses égales par ailleurs, d'apprécier l'impact du taux de remplacement à niveau de salaire donné, d'autant que le taux de remplacement décroît généralement avec le niveau de salaire³. Une telle analyse (tableau 2, colonne 2) confirme bien l'effet combiné du niveau actuel de revenu et de l'anticipation de taux de remplacement élevé sur la probabilité de penser avoir suffisamment d'argent pour vivre à la retraite. Elle montre en outre que le niveau de diplôme n'a plus d'effet significatif, alors que l'analyse descriptive laissait entrevoir que les plus diplômés étaient plus nombreux (près de deux tiers) à estimer qu'à la retraite ils auront suffisamment d'argent pour vivre. Il n'en est toutefois pas de même de la catégorie socio-professionnelle : toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire à écarts de revenus donnés, les employés et les ouvriers ont, relativement aux cadres, plus souvent tendance à penser qu'ils n'auront pas suffisamment d'argent pour vivre à la retraite.

Le niveau de vie à la retraite dépend également des ressources dont pourront disposer les individus en complément de leur pension de retraite. À cet égard, les personnes déclarant que les revenus de leur épargne constitueront, à la retraite, une part importante de leurs ressources ont, toutes choses égales par ailleurs, une probabilité plus forte de penser avoir suffisamment d'argent pour vivre à cette période. Il est d'ailleurs probable que ces personnes soient plus fréquemment dans une situation financière leur permettant de se constituer une épargne, dont une partie peut être destinée directement ou indirectement au financement de leur retraite. Être propriétaire de son logement principal est ainsi un élément important du niveau de vie à la retraite, car les locataires anticipent qu'une part importante de leurs ressources sera alors consacrée au paiement de leur loyer, diminuant

ainsi leur revenu disponible. Les personnes locataires de leur logement principal sont ainsi très nombreuses (près de 80 % d'entre elles) à estimer qu'à la retraite elles n'auront pas suffisamment d'argent pour vivre. Même si pour certaines personnes, le fait de ne pas être propriétaire de leur logement relève d'un choix individuel, l'analyse toutes choses égales par ailleurs confirme à cet égard que même à revenu donné, le fait d'être locataire a un effet défavorable sur la probabilité de penser avoir à la retraite suffisamment d'argent pour vivre.

...et des incertitudes qu'elles ont sur leur emploi et sur leurs droits

Des facteurs plus subjectifs ayant trait aux ressources futures semblent également jouer sur les opinions émises. On note ainsi que la perception qu'ont les personnes interrogées de leur emploi actuel a également un effet sur la façon dont elles anticipent leur situation financière à la retraite. Celles qui expriment des craintes⁴ quant à leur emploi ont en effet une probabilité plus forte de penser ne pas avoir suffisamment d'argent pour vivre au moment de la retraite.

Outre ces éléments financiers et professionnels, le niveau d'information sur les droits en matière de retraite semble, là encore, être un élément ayant un effet important sur la probabilité d'estimer avoir suffisamment d'argent pour vivre après la liquidation de la pension. Ainsi, moins les personnes s'estiment informées sur leur droits en matière de retraite, plus elles pensent qu'à cette période, elles n'auront pas suffisamment d'argent pour vivre. De même, les individus ignorant quel niveau atteindra leur taux de remplacement au moment de la liquidation de leur retraite pensent en majorité qu'ils n'auront pas suffisamment d'argent pour vivre. L'incertitude autour de la situation financière à la retraite semble donc induire en tant que telle une vision pessimiste de l'avenir.

Penser avoir une personne à charge ou vivre sans conjoint augmentent les craintes sur la situation financière à la retraite

La situation familiale semble également exercer un effet sur la perception de la situation financière à la retraite. En effet, le niveau de vie à la retraite dépend non seulement des ressources monétaires du

3. Voir Coeffic N., 2004, « Le taux de remplacement du salaire par la retraite pour les salariés de la génération 1934 ayant effectué une carrière complète », *Études et Résultats*, n°312, juin, DREES.

4. Intitulé de la question dans l'enquête : « Éprouvez-vous des craintes pour votre emploi actuel (licenciement, conditions de travail) pour les années à venir ? »

TABLEAU 3 ●

perception de la situation financière à la retraite selon différents critères en %

	Suffisamment d'argent pour vivre à la retraite	Pas suffisamment d'argent pour vivre à la retraite
Ensemble	48	52
Genre		
Homme	46	54
Femme	52	48
Diplôme		
Aucun diplôme	32	68
CEP	43	57
BEPC	50	50
CAP	46	54
BEP	55	45
Baccalauréat	51	49
1 ^{er} cycle	67	33
2 ^e cycle et plus	61	39
Statut professionnel		
Cadre	68	32
Contremaître, agent de maîtrise	61	39
Employé	42	58
Ouvrier qualifié	30	70
Ouvrier non qualifié	22	78
Autre	54	46
Aucune qualification	44	56
Tranche de revenus mensuels net moyens		
Moins de 1 000 euros	39	61
De 1 001 à 1 500 euros	33	67
De 1 501 à 2 000 euros	52	48
De 2 001 à 2 500 euros	59	41
De 2 501 à 3 500 euros	70	30
Plus de 3 501 euros	70	30
Taux de remplacement		
100 % ou plus	54	46
90 % - 80 %	49	51
70 % - 60 %	52	48
50 % ou moins	41	59
Ne sait pas	30	70
Charges financières à la retraite		
Une personne complètement à charge financièrement		
Oui	37	63
Non	51	49
Aide financière régulière à une personne		
Oui	44	56
Non	50	50
Statut d'occupation du logement		
Propriétaire non accédant	59	41
Propriétaire accédant	56	44
Locataire	21	79
Niveau d'information sur les droits à la retraite		
Très bien informé	76	24
Plutôt bien informé	58	42
Plutôt mal informé	44	56
Très mal informé	34	66
Part des revenus de l'épargne dans patrimoine futur		
Part très importante	88	12
Part assez importante	65	35
Part assez faible	58	42
Part nulle	32	68

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ayant une opinion sur leur avenir financier à la retraite ; 826 observations.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

ménage mais aussi du nombre de personnes amenées à les partager. Il est toutefois difficile d'évaluer précisément au moyen de l'enquête quelles seront les charges familiales futures des individus. Certes, on sait si les personnes interrogées ont eu des enfants et combien. Cependant, on ne sait pas si leurs enfants vivent toujours à leur domicile et si ce sera toujours le cas lorsqu'elles partiront à la retraite. De même, on ne sait pas si elles devront continuer de subvenir aux besoins financiers de leurs enfants à ce moment là. Dans l'enquête, il a été en revanche demandé, de façon générale, aux individus s'ils pensent avoir complètement à charge financièrement une personne, dans leur famille ou en dehors au moment de leur retraite⁵. L'analyse toutes choses égales par ailleurs indique que le fait d'anticiper d'avoir à supporter une telle charge diminue nettement la probabilité de se montrer optimiste quant à sa situation financière future. En revanche, le nombre d'enfants en tant que tel n'a pas d'effet significatif en la matière. Les personnes seules estiment en outre plus souvent que celles qui vivent en couple qu'à la retraite elles n'auront pas suffisamment d'argent pour vivre. On pourrait y lire l'effet classique des économies d'échelle de la vie en couple, mais aussi peut-être le fait que l'incertitude est plus importante quand on vit seul ou qu'elle ne peut être partagée, ce qui conduirait à davantage de pessimisme. Il est toutefois difficile de se prononcer. Quoiqu'il en soit, les personnes dont le conjoint est déjà en retraite, en majorité des femmes, se prononcent plus favorablement sur leur avenir financier, que les personnes dont le conjoint est toujours en activité. On pourrait donc être amené à

penser que, dans les couples, une partie de l'incertitude sur la situation financière à la retraite disparaît lorsque le conjoint est retraité : une partie des ressources futures est connue, ce qui conduit à davantage d'optimisme.

L'OPINION SUR LA SITUATION FINANCIÈRE À LA RETRAITE EST TRÈS LIÉE À L'OPINION SUR LA SITUATION FINANCIÈRE AUJOURD'HUI

Les opinions émises par les salariés interrogés sur leurs situations actuelle⁶ et future apparaissent très liées, et ce d'autant plus que ceux-ci, âgés de 54 à 59 ans, ne sont pas très éloignés de la retraite (tableau 4). C'est particulièrement le cas pour les personnes qui considèrent négativement leur situation financière actuelle, qui sont massivement dans le même état d'esprit pour leur retraite. En revanche, quand la situation actuelle est vécue favorablement, les perceptions qu'ont les individus de leur situation financière à la retraite peuvent être plus partagées. Certes, parmi les personnes se prononçant sur leur avenir financier, celles qui déclarent avoir aujourd'hui suffisamment d'argent pour vivre sont très largement majoritaires à penser qu'il en sera de même à la retraite, mais elles sont tout de même 30 % à se montrer plutôt pessimistes⁷.

Les facteurs qui jouent de façon générale sur la probabilité de répondre de manière optimiste sur sa situation financière future sont à cet égard les mêmes quand on se restreint aux personnes qui se sont exprimées positivement sur leur situation monétaire

TABLEAU 4 ●

perception de la situation financière actuelle et future des répondants

	Vous diriez que, lorsque vous serez en retraite, vous aurez...		en %
	... suffisamment d'argent pour vivre	... pas suffisamment d'argent pour vivre	Ensemble
Vous diriez que vous avez aujourd'hui...			
... suffisamment d'argent pour vivre	70	30	100
... pas suffisamment d'argent pour vivre	10	90	100

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ayant une opinion sur leur avenir financier à la retraite ; 826 observations.
 Source : enquête *Intentions de départ à la retraite*, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

5. Intitulé de la question dans l'enquête : « Pensez-vous que, au moment où vous partirez en retraite, vous aurez complètement à charge certaines personnes de votre famille (enfants, parents) ou en dehors de votre famille ? ».

6. Analyse descriptive présentée dans l'annexe 2.

7. Si l'on réintérait les 16 % de personnes qui n'ont pas su se prononcer sur leur situation financière future, on observerait que les personnes qui se disent négatives sur leur situation financière actuelle sont peu nombreuses à ne pas se prononcer sur leur situation financière à l'avenir (8 % d'entre elles), tout comme elles sont peu nombreuses à penser que leur situation s'améliorera à l'avenir (8 % s'expriment positivement quant à leur avenir financier). En revanche, c'est parmi les personnes ayant émis une opinion positive sur leur situation financière actuelle qu'on trouve la très grande majorité des personnes indécises sur leur avenir financier : 20 % ne parviennent en effet pas à exprimer d'opinion sur leur situation monétaire à la retraite.

actuelle (tableau 5). Ainsi, l'analyse descriptive montre par exemple que, parmi les personnes ayant une opinion positive sur leur niveau de vie actuel, la probabilité de penser avoir suffisamment d'argent pour vivre au moment de la retraite va croissant avec le niveau de revenu actuel et le taux de rempla-

cement anticipé ; elle est plus importante pour les cadres, les plus diplômés et les personnes qui s'estiment bien informées sur leurs droits en matière de retraite. En revanche, le niveau d'information ne semble pas influencer sur la perception de la situation financière future des personnes déclarant ne pas

TABLEAU 5 ●

perception de la situation financière future
 suivant la perception de la situation financière actuelle et selon différents critères en %

	Suffisamment d'argent pour vivre aujourd'hui		Pas suffisamment d'argent pour vivre aujourd'hui		
	Suffisamment d'argent pour vivre en retraite	Pas suffisamment d'argent pour vivre à la retraite	Suffisamment d'argent pour vivre en retraite	Pas suffisamment d'argent pour vivre à la retraite	
Ensemble	70	30	10	90	100
Genre					
Homme	71	29	9	91	100
Femme	69	31	11	89	100
Diplôme					
Aucun diplôme	61	39	7	93	100
CEP	69	31	12	88	100
BEPC	70	30	6	94	100
CAP	71	29	7	93	100
BEP	73	27	20	80	100
Baccalauréat	67	33	0	100	100
1 ^{er} cycle	79	21	22	78	100
2 ^e cycle et plus	75	25	17	83	100
Statut professionnel					
Cadre	78	22	16	84	100
Contremaître, Agent de maîtrise	76	24	6	93	100
Employé	66	34	9	91	100
Ouvrier qualifié	58	42	8	92	100
Ouvrier non qualifié	43	57	9	91	100
Tranche de revenus mensuels net moyens					
Moins de 1 000 euros	64	36	9	91	100
De 1 001 à 1 500 euros	57	43	10	90	100
De 1 501 à 2 000 euros	79	21	7	93	100
De 2 001 à 2 500 euros	70	30	12	88	100
De 2 501 à 3 500 euros	80	20	13	87	100
Plus de 3 501 euros	80	20	19	81	100
Taux de remplacement					
100 % ou plus	82	18	11	89	100
90 % - 80 %	76	24	11	89	100
70 % - 60 %	70	30	10	90	100
50 % ou moins	58	42	0	100	100
Ne sait pas	54	46	9	91	100
Statut d'occupation du logement					
Propriétaire non accédant	76	24	16	84	100
Propriétaire accédant	75	25	14	86	100
Locataire	45	55	2	98	100
Niveau d'information sur les droits à la retraite					
Très bien informé	87	13	13	87	100
Plutôt bien informé	79	21	4	96	100
Plutôt mal informé	63	37	11	89	100
Très mal informé	60	40	12	88	100
Part des revenus de l'épargne dans patrimoine futur					
Part très importante	87	13	100	0	100
Part assez importante	77	23	12	88	100
Part assez faible	75	25	10	90	100
Part nulle	59	41	9	91	100

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ayant une opinion sur leur avenir financier à la retraite ; 826 observations.
 Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

avoir suffisamment d'argent pour vivre aujourd'hui. Qu'ils s'estiment très bien ou très mal informés, les individus ayant une opinion négative de leur situation financière actuelle estiment dans 86 % des cas qu'ils n'auront pas suffisamment d'argent pour vivre quand ils seront à la retraite.

Certains des facteurs qui permettent d'expliquer l'opinion exprimée sur la situation à la retraite jouent aussi sur l'opinion qu'ont les personnes de leur situation actuelle, comme le revenu d'activité, le statut d'occupation du logement... Certes, certains facteurs ne sont susceptibles d'intervenir que sur

TABLEAU 6 ●

les liens entre l'opinion actuelle et future
 mis en évidence par des modèles Probit bivariés

	Probit bivarié (Modèle 1)		Probit bivarié (Modèle complet 2)	
	Suffisamment d'argent pour vivre en retraite	Suffisamment d'argent pour vivre aujourd'hui	Suffisamment d'argent pour vivre en retraite	Suffisamment d'argent pour vivre aujourd'hui
Revenu mensuel net ¹	0,296 ***	0,201 **	0,179 **	0,166 **
Statut professionnel				
<i>Cadre</i>	Référence	Référence	Référence	Référence
Agent de maîtrise	0,019	0,021	0,027	-0,012
Employé - Autre qualification	-0,359 **	-0,473 ***	0,047	-0,478 ***
Ouvrier - Aucune qualification	-0,439 **	-0,583 ***	0,134	-0,534 ***
Niveau de diplôme				
<i>Sans diplôme</i>	Référence	Référence	Référence	Référence
CAP - BEP	-0,009	0,093	-0,073	0,056
Bac - Université	-0,099	0,092	-0,204	0,097
Taux de remplacement				
100 % et plus	0,830 ***		0,939 ***	
80 % - 90 %	0,502 **		0,568 ***	
60 % - 70 %	0,369 **		0,387 **	
50 % et moins	Référence		Référence	
Ne se prononce pas	0,410 *		0,427 *	
Statut d'occupation du logement				
<i>Propriétaire</i>	Référence	Référence	Référence	Référence
Locataire	-0,833 ***	-0,409 ***	-0,549 ***	-0,395 ***
Épargne				
<i>Épargne part nulle des ressources futures</i>	Référence		Référence	
Épargne part importante des ressources futures	0,156		0,194	
Épargne part assez faible des ressources futures	0,072		0,102	
Périodes d'emploi				
Périodes de chômage dans le passé	-0,087	-0,175 *	0,058	-0,159
Craintes pour l'emploi actuel	-0,221 **		-0,238 *	
Emploi mal payé		-0,15		-0,473 ***
Niveau d'information				
<i>Très bien ou plutôt bien informé</i>	Référence		Référence	
Plutôt mal informé	-0,279 ***		-0,297 ***	
Très mal informé	-0,243 *		-0,267 *	
Genre				
Homme	-0,201	-0,434 ***	0,14	-0,399 ***
Âge	0,024	0,048	-0,012	0,052 *
Nombre d'enfants	-0,079 *	-0,161 ***	0,057	-0,134 ***
Situation familiale				
<i>Conjoint actif</i>	Référence	Référence	Référence	Référence
Personne sans conjoint	-0,283 **	-0,594 ***	0,22	-0,549 ***
Conjoint non employé	-0,129	-0,225 *	0,031	-0,244 *
Conjoint à la retraite	0,401 ***	0,072	0,404 **	0,098
Charges financières familiales à la retraite				
Une personne complètement à charge financièrement	-0,259 **		-0,303 **	
Aide financière régulière à une personne	-0,075		-0,074	
Suffisamment d'argent pour vivre aujourd'hui			2,670 ***	
Constante	-0,008	1,321 ***	-2,619 ***	1,426 ***
Rho		0,780 ***		-0,732 ***

1. Le coefficient du revenu est multiplié par 1 000.

* significatif au seuil de 10 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; *** significatif au seuil de 1 %.

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ayant une opinion sur leur avenir financier à la retraite ; 826 observations.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

l'opinion sur le futur (comme le taux de remplacement) ou sur l'opinion sur le présent (comme les changements récents dans l'emploi occupé). Mais à l'inverse, de nombreux facteurs non observés peuvent jouer à la fois sur les opinions présentes et futures, comme en témoigne l'analyse simultanée effectuée à l'aide d'un modèle Probit bivarié, dont les résultats sont présentés dans les deux premières colonnes du tableau 6. Ce type d'analyse permet de mettre en lumière les facteurs qui expliquent, d'une part, la probabilité d'émettre une position positive sur sa situation financière actuelle et d'autre part, ceux qui expliquent la probabilité d'émettre une position positive sur sa situation financière à la retraite, sachant qu'une partie de ces facteurs peut être commune et que d'autres, non observés dans l'enquête, peuvent jouer sur les deux types d'opinion. C'est en effet le cas et ils jouent d'ailleurs dans le même sens : le coefficient de corrélation des termes d'erreurs est positif et assez proche de un.

Néanmoins, ce que l'on cherche à apprécier, c'est dans quelle mesure l'opinion sur la situation actuelle explique l'opinion qu'ont les personnes de leur niveau de vie à la retraite, et si, une fois prise en compte la perception du présent, les autres facteurs, avancés jusqu'à présent pour expliquer les différences d'opinion sur le futur, continuent d'être discriminants. Dans l'analyse toutes choses égales par ailleurs, on ne peut cependant, sans davantage de précaution, rajouter parmi les facteurs censés expliquer la perception de la situation financière à la retraite, la perception qu'ont les individus de leur situation financière actuelle. En effet, comme on vient de le voir, des facteurs, corrélés entre eux, expliquent simultanément les deux opinions. C'est pourquoi il convient de recourir, ici encore, à un modèle probit bivarié. Le modèle diffère du précédent par la prise en compte de l'opinion sur la situation actuelle parmi les variables explicatives de l'opinion sur la situation future. Les résultats figurent dans le tableau 6 (modèle complet 2).

Le premier résultat qui ressort de cette analyse est qu'alors même que de nombreux facteurs susceptibles d'expliquer les niveaux de vie actuel et à la retraite sont pris en compte dans l'analyse, le fait d'estimer avoir suffisamment d'argent pour vivre aujourd'hui a un très fort effet positif sur la probabilité de penser avoir suffisamment d'argent pour vivre au moment de la retraite.

Si le revenu perçu actuellement influence positivement la probabilité d'avoir à la fois aujourd'hui et à la retraite suffisamment d'argent pour vivre, son influence sur les appréciations positives du niveau de vie à la retraite est toutefois ici amoindrie car elle est pour partie prise en compte par la variable d'appréciation de la situation financière actuelle. Le rôle positif de l'anticipation d'un taux de remplacement élevé sur la situation financière future reste par contre important. Il en est de même de l'effet lié au statut d'occupation du logement. Un locataire a toujours une probabilité plus faible qu'un propriétaire d'estimer avoir suffisamment d'argent pour vivre aujourd'hui et demain. Néanmoins là encore, la prise en compte de l'effet de l'opinion sur la situation actuelle conduit à amoindrir les différences liées au statut d'occupation du logement sur les anticipations financières futures.

On note en revanche que le fait de détenir de l'épargne de long terme est avant tout lié au niveau de vie actuel et n'influence guère au-delà la vision qu'ont les salariés de leur situation financière future. Comme précédemment, les périodes de chômage passées ne semblent pas influencer la probabilité d'estimer avoir demain suffisamment d'argent pour vivre⁸. En revanche, le fait d'éprouver des craintes pour son emploi actuel continue à diminuer la probabilité d'estimer avoir suffisamment d'argent pour vivre demain, ce qui était déjà observé dans les premières analyses (voir Probit simple, tableau 2, colonne 2).

Enfin, le rôle de l'information sur les droits en matière de retraite se trouve confirmé : il persiste alors même qu'est pris explicitement en compte l'effet de la perception de la situation financière actuelle sur l'appréciation du niveau de vie futur. Plusieurs éléments subjectifs, comme l'aversion à différents types de risque pourraient en effet conduire les personnes à percevoir plutôt positivement ou négativement à la fois leur situation financière actuelle et leur degré d'information concernant leurs droits à la retraite. Or, l'estimation bivariée suggère que cette hétérogénéité inobservable entre individus ne remet pas en cause l'incidence significative du degré d'information que déclarent les salariés quant à leurs droits en matière de retraite sur l'appréciation de leur situation future. ■

8. En revanche, l'effet de périodes de chômage dans le passé sur l'opinion d'aujourd'hui est négatif dans le probit bivarié estimé dans un premier temps (colonne 2, tableau 6), mais il disparaît dans le deuxième probit bivarié (colonne 4, tableau 6).

annexe 1

CARACTÉRISTIQUES DES PERSONNES SE PRONONÇANT OU NON SUR LEUR SITUATION FINANCIÈRE À LA RETRAITE

en %

	Vous diriez que, lorsque vous serez en retraite, vous aurez...		Ensemble
	... suffisamment ou pas suffisamment d'argent pour vivre	ne se prononce pas	
Genre			
Homme	83	17	100
Femme	87	13	100
Âge			
54 ans	88	12	100
55 ans	85	15	100
56 ans	80	20	100
57 ans	81	19	100
58 ans	84	16	100
59 ans	86	14	100
Diplôme			
Aucun diplôme	83	17	100
CEP	86	14	100
BEPC	88	12	100
CAP	80	20	100
BEP	88	12	100
Baccalauréat	86	14	100
1 ^{er} cycle	92	8	100
2 ^e cycle et plus	82	18	100
Statut professionnel			
Cadre	82	18	100
Contremaître, agent de maîtrise	77	23	100
Employé	91	9	100
Ouvrier qualifié	83	17	100
Ouvrier non qualifié	81	19	100
Autre	89	11	100
Revenu			
Moins de 1 000 euros	89	11	100
De 1 001 à 1 500 euros	88	12	100
De 1 501 à 2 000 euros	81	19	100
De 2 001 à 2 500 euros	77	23	100
De 2 501 à 3 500 euros	82	18	100
Plus de 3 501 euros	85	15	100
Taux de remplacement			
100 % ou plus	86	14	100
90 % - 80 %	89	11	100
70 % - 60 %	85	15	100
50 % ou moins	83	14	100
Ne sait pas	67	33	100

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 978 observations.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

annexe 2

PERCEPTION DE LA SITUATION FINANCIÈRE ACTUELLE SELON DIFFÉRENTS CRITÈRES

en %

	Suffisamment d'argent pour vivre aujourd'hui	Pas suffisamment d'argent pour vivre aujourd'hui	
Ensemble	63	37	100
Tranche de revenus mensuels net moyens			
Moins de 1 000 euros	55	45	100
De 1 001 à 1 500 euros	49	51	100
De 1 501 à 2 000 euros	62	38	100
De 2 001 à 2 500 euros	80	20	100
De 2 501 à 3 500 euros	85	15	100
Plus de 3 501 euros	84	16	100
Statut d'occupation du logement			
Propriétaire non accédant	73	27	100
Propriétaire accédant	65	34	100
Locataire	44	56	100
Diplôme			
Aucun diplôme	47	53	100
CEP	55	45	100
BEPC	68	32	100
CAP	61	39	100
BEP	67	33	100
Baccalauréat	76	24	100
1 ^{er} cycle	79	21	100
2 ^e cycle et plus	75	24	100
Statut professionnel			
Cadre	82	17	100
Contremaître, agent de maîtrise	77	22	100
Employé	59	41	100
Ouvrier qualifié	43	57	100
Ouvrier non qualifié	37	63	100

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ayant une opinion sur leur avenir financier à la retraite ;
 826 observations.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

D'après l'analyse descriptive, il n'est pas surprenant d'observer un fort effet du niveau de revenu actuel sur la proportion d'individus estimant avoir suffisamment d'argent pour vivre. On observe que les femmes sont plus optimistes que les hommes concernant leur situation financière. Ainsi, plus le niveau de diplôme est élevé, plus les individus se disent satisfaits de leur situation financière. De même, parmi les cadres, 82 % estiment qu'aujourd'hui, ils ont suffisamment d'argent pour vivre alors que cette proportion atteint seulement 37 % parmi les ouvriers non qualifiés.

LES INCITATIONS FINANCIÈRES INFLUENT-ELLES SUR LES INTENTIONS DE DÉPART EN RETRAITE DES SALARIÉS DE 55 À 59 ANS ?

Benoît RAPOPORT

Ministère de l'Emploi, de la Cohésion sociale et du Logement
Ministère de la Santé et des Solidarités
DREES

La réforme des retraites d'août 2003 offre aux cotisants du régime général davantage de choix dans le moment de leur départ à la retraite, en atténuant la pénalisation en cas de départ précocement et en introduisant un encouragement financier au report de l'âge de la retraite.

L'enquête relative aux intentions de départ conduite en 2005 montre qu'un tiers des salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans seraient prêts à accepter une diminution de pension pour partir un an plus tôt, et que plus de la moitié seraient prêts à partir un an plus tard avec une augmentation de pension allant de 5 % à 40 %. Les femmes et les salariés encore en emploi à 58 ou 59 ans sont moins enclins à moduler leurs intentions de départ en fonction des incitations financières.

À l'inverse, les salariés les mieux rémunérés accepteraient plus facilement une diminution de pension pour partir plus tôt mais seraient aussi prêts à reculer leur départ sans compensation.

Une forte satisfaction dans l'emploi et une très bonne santé accroissent la propension à refuser d'avancer son départ d'un an.

Enfin, l'âge de départ choisi dépend certes du montant de la pension qui serait perçue à cet âge, mais aussi d'autres facteurs comme la santé et la satisfaction dans l'emploi.

L'enquête Intentions de départ à la retraite¹, réalisée en 2005 auprès d'un échantillon de personnes en emploi, âgées de 55 à 59 ans (voir annexe p. 97), permet notamment d'identifier les motifs qui déterminent l'âge auquel elles souhaitent ou envisagent de partir en retraite. Afin de mieux comprendre les facteurs qui guident leurs décisions, les personnes ont été interrogées aussi bien sur les paramètres monétaires de leurs intentions, que sur leur environnement professionnel et familial ou sur leur état de santé. Le présent article vise à préciser dans quelle mesure les personnes pourraient être amenées à modifier le moment où elles envisagent de se retirer du marché du travail en réaction à des incitations purement financières.

Deux séries de questions permettent précisément d'examiner les réactions des personnes, en termes d'intentions de départ à la retraite, à des incitations financières. Il importe néanmoins de connaître, au préalable, l'âge auquel les individus envisagent, de façon générale, de partir en retraite sous l'effet de la législation actuellement applicable. C'est donc à cette question que les personnes interrogées devaient répondre dans un premier temps. Une pension approximative pour cette situation de référence (départ en retraite à l'âge envisagé) était calculée sur la base du salaire net déclaré et du taux de remplacement anticipé par le répondant. La personne interrogée devait ensuite indiquer si elle accepterait de partir en retraite un an avant la date envisagée si sa pension était diminuée de 50 %, puis 40 %, 30 %, 20 %, 15 %, 10 %, 5 %, 0 % ou un an après si sa pension était augmentée de 0 % puis 5 %, 10 %, 15 %, 20 %, 30 %, 40 %. À chaque fois, était présentée à la personne la nouvelle pension à laquelle elle aurait droit et la diminution (ou l'augmentation) de pension par rapport à la situation de référence.

1. Enquête menée par la DGTPE, la CNAV, l'INSEE, la DREES et le SIRCOM-COR auprès d'un échantillon de 1 400 personnes en emploi âgées de 55 à 59 ans.

Une autre question de l'enquête permet également d'étudier, sous un angle un peu différent, l'arbitrage entre durée d'activité et niveau de pension. En effet, le répondant devait choisir une option parmi chacun des 8 couples associant un âge de départ (entre 60 et 67 ans) et un niveau de pension. Les pensions aux différents âges étaient déterminées à partir du nombre de trimestres validés par le répondant (étendu pour avoir le nombre de trimestres à 60 ans) et du salaire déclaré. Ces deux paramètres permettaient de calculer un taux de remplacement approximatif à 65 ans, ainsi qu'un taux de minoration (utilisé pour calculer la pension à 60, 61, 64 ans) et un taux de majoration (utilisé pour calculer la pension à 66 et 67 ans) par rapport à la pension à 65 ans².

Un tiers des salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans seraient prêts à accepter une diminution de leur pension pour partir un an plus tôt...

Interrogés sur l'âge auquel ils envisagent de partir en retraite, compte tenu des différentes contraintes susceptibles de peser sur leur décision, les salariés de 54 à 59 ans du régime général envisagent en moyenne un départ à 59,8 ans. Près d'un tiers d'entre eux envisagent un départ avant 60 ans et environ la moitié envisagent de partir à 60 ans (voir l'article p. 31, intitulé « Âge de départ souhaité, âge de départ prévu et liberté de choix en matière d'âge de départ »). Pratiquement tous les autres envisagent un départ entre 60 et 65 ans et rares sont ceux qui prévoient de partir après 65 ans. Dans la fonction publique, environ la moitié des personnes interrogées envisagent un départ à 60 ans, mais seulement moins d'un cinquième pensent partir avant 60 ans.

Les futurs retraités³ ont ensuite été interrogés sur leur propension à accepter un départ plus tardif ou plus précoce d'un an par rapport à l'âge envisagé en échange d'une augmentation ou d'une diminution de leur pension (encadré 1)⁴.

Trois types de réponses aux questions posées sur l'acceptation d'une diminution du niveau de pension en échange d'un départ à la retraite plus précoce se distinguent. Certains salariés du régime général sont prêts à sacrifier une part de leur pension pour partir un an plus tôt (graphique 1). C'est le cas de 33,8 % d'entre eux : 11,4 % d'entre eux se disent prêts à sacrifier 5 % de leur pension et 22,4 % une part plus importante allant de 10 % à 50 %. En comparaison, dans la fonction publique, les personnes sont moins souvent prêtes à sacrifier plus de 10 % de leur pension pour partir plus tôt (10,4 % seulement des personnes interrogées). Une deuxième catégorie de salariés n'accepterait d'avancer leur départ que si leur pension n'était pas réduite : environ la moitié des personnes, tant dans la fonction publique que dans le régime général. Enfin, 17,1 % des salariés du régime général (mais 26,9 % dans la fonction publique) ne savent pas ou n'accepteraient aucun avancement de leur âge de départ assorti d'une diminution de pension, et donc refuseraient tout départ plus précoce d'un an, même si leur pension était inchangée. Il est possible que ces personnes soient suffisamment attachées à leur emploi pour que seul un accroissement de leur pension puisse les inciter à avancer leur départ⁵.

ENCADRÉ 1 ●

Question 38

« Accepteriez-vous de partir en retraite un an avant la date que vous envisagez si votre pension était diminuée de... ? »

Imputer un montant, « soit une perte de xx euros/francs ». Commencer par 50 %, puis 40 %, 30 %, 20 %, 15 %, 10 %, 5 %, 0 %. Passer à Q39 / Q40 (aléa) dès que la réponse est « oui ».

On présente alors en face de chaque taux de remplacement la nouvelle pension et la baisse en euros/francs.

Question 39

« Accepteriez-vous de partir en retraite un an après la date que vous envisagez si votre pension était augmentée de... ? »

Imputer un montant, « soit un gain de xx euros/francs ». Commencer par 5 %, puis 10 %, 15 %, 20 %, 30 %, 40 %. Passer à Q40 / Q38 (aléa) dès que la réponse est « oui ».

On présente alors en face de chaque taux de remplacement la nouvelle pension et la baisse en euros/francs.

2. Il s'agit donc du taux de dépréciation ou d'appréciation de la pension appliquée à la pension (calculée approximativement) que le répondant toucherait à 65 ans, s'il choisissait de partir à un autre âge, compris entre 60 et 67 ans.

3. Dans cet article, l'étude porte sur une sous-population de 882 individus (sur les 1 004 interrogés) relevant du régime général au moment de l'enquête. Les individus n'ayant pas renseigné le salaire net ou la tranche de salaire ou n'ayant pu donner une évaluation de leur taux de remplacement ont été écartés. En effet, il n'a pas été possible, pour ces répondants, de poser les questions 38 et 39 (encadré 1). En contrepoint, les principaux résultats pour la fonction publique (383 observations) sont aussi présentés. Étant donné la taille de l'échantillon, il est, en général, difficile de donner des détails pour la fonction publique, si bien que les résultats plus détaillés sont présentés dans les encadrés 2 et 4.

4. L'ordre dans lequel les questions 38 et 39 étaient posées était aléatoire, c'est-à-dire que certains répondants devaient répondre d'abord à la série de propositions de la question 38 puis à celle de la question 39, tandis que pour d'autres c'était l'ordre inverse.

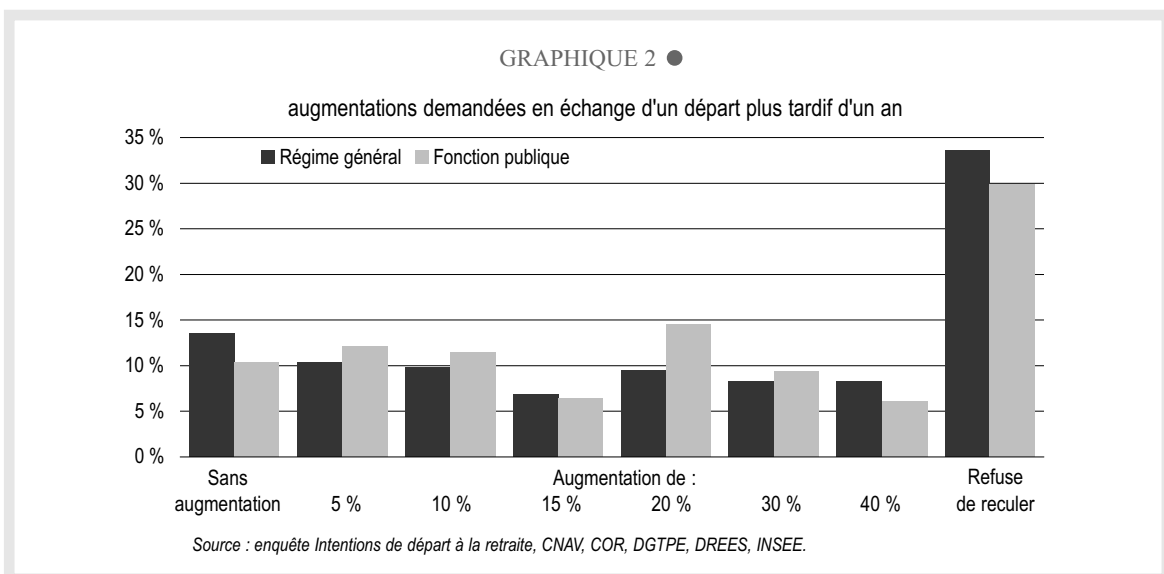
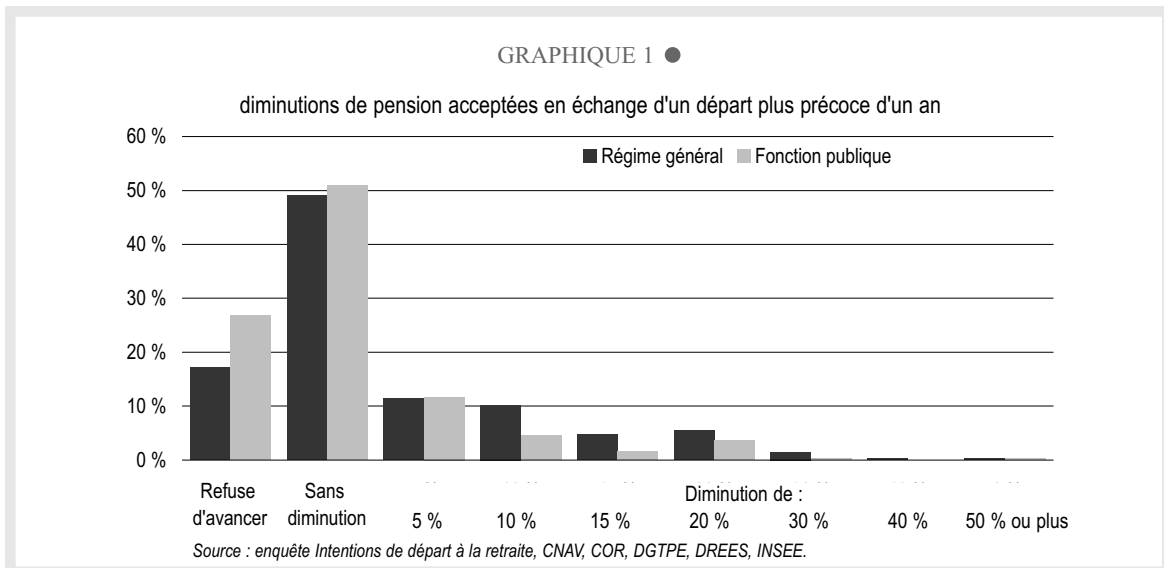
5. La question ne leur a toutefois pas été posée.

... et plus de la moitié seraient prêts à partir un an plus tard avec une augmentation de pension allant de 5 % à 40 %

À la question opposée sur le report possible de leur âge de départ en échange d'une augmentation de pension, environ un tiers des personnes du régime général et de la fonction publique interrogées répondent qu'elles ne savent pas ou qu'elles refuseraient de reculer leur départ quelle que soit l'augmentation de leur pension proposée sur une échelle allant de 5 % à 40 % (graphique 2). Ceci suggère soit qu'il faudrait leur offrir une augmentation de leur pension supérieure à 40 %, soit qu'aucune augmentation de pension ne serait suffisante pour les inciter à reculer leur départ⁶.

À l'inverse, 13,5 % des salariés du régime général (10,3 % dans la fonction publique) seraient prêts à partir un an plus tard même si leur pension n'était pas augmentée ; ces répondants paraissent donc suffisamment attachés à leur emploi pour prolonger leur activité sans compensation financière. Les 52,9 % restants (59,8 % dans la fonction publique) se répartissent régulièrement entre les différents taux d'augmentation proposés, avec toutefois un pic pour les demandes d'augmentation de 5 % et 10 % pour les salariés du privé et de 20 % pour ceux de la fonction publique.

Globalement, la situation de loin la plus fréquente (16,3 % de l'échantillon), obtenue en croisant les réponses aux deux séries de questions, reste celle des salariés interrogés qui accepteraient de partir plus tôt seulement si leur pension n'était pas réduite et qui,



6. Là encore, la question ne leur a toutefois pas été posée.

en même temps, n'acceptent aucune augmentation inférieure ou égale à 40 % de leur pension pour partir plus tard, ce qui traduit une certaine rigidité des choix de départ en retraite.

Divers facteurs sont susceptibles d'influer sur les réponses envisagées par les répondants aux incitations financières. Les variables sociodémographiques générales, comme le sexe, l'âge, le niveau d'éducation ou la catégorie socioprofessionnelle (CSP) peuvent signaler des goûts différents, et, en particulier, des préférences pour le loisir différentes. Le revenu peut jouer de façon ambiguë, dans la mesure où le taux de remplacement est généralement plus faible quand le revenu est élevé, mais aussi parce que le sacrifice ou le gain de pension sont aussi plus importants en valeur absolue. Une faible satisfaction dans l'emploi ou de mauvaises conditions de travail pourraient inciter les répondants à exiger de plus fortes augmentations pour reculer leur départ ; ils chercheraient ainsi à compenser en partie le coût lié à la poursuite de leur activité dans de mauvaises conditions ; ils pourraient aussi se déclarer prêts à accepter de plus fortes diminutions de pension pour partir plus tôt. De même, un mauvais état de santé est susceptible d'inciter les répondants à refuser tout recul, mais aussi de les conduire à accepter des diminutions de pension plus importantes en échange d'un départ plus précoce.

Dans un premier temps, l'étude s'attachera à examiner séparément les effets des différents facteurs susceptibles de déterminer les réponses des personnes aux questions décrites dans la section précédente. Beaucoup de ces variables sont toutefois corrélées. Par exemple, le niveau de satisfaction dans l'emploi croît globalement avec le revenu. Ainsi, si les répondants peu satisfaits de leur emploi peuvent se déclarer prêts à accepter de plus fortes diminutions de pension pour partir plus tôt, il faut aussi qu'ils aient des revenus suffisants pour supporter cette réduction. Dans un second temps, une analyse multivariée permettra donc d'étudier l'effet spécifique de ces différents facteurs.

L'analyse se centrera sur le régime général ; les résultats détaillés concernant la fonction publique sont rapportés dans l'encadré 2.

Les femmes sont moins prêtes à moduler leurs intentions de départ en fonction des incitations financières

Les hommes sont légèrement plus nombreux que les femmes (35,9 % contre 30,5 %) à accepter de sacrifier une part de leur pension afin de pouvoir partir plus tôt (tableau 1). Ils sont aussi plus nombreux à demander des hausses faibles ou nulles pour recu-

ler leur départ (15,3 % des hommes accepteraient un recul sans compensation, contre 10,7 % des femmes). Les femmes sont en revanche plus nombreuses à demander des fortes augmentations ou à refuser tout départ plus tardif en échange d'une augmentation allant jusqu'à 40 % de leur pension.

Les salariés encore en emploi à 58 ou 59 ans sont moins enclins à accepter une diminution de pension pour partir plus tôt à la retraite

L'âge joue plus fortement sur le fait d'envisager un départ avancé en contrepartie d'une diminution de pension que sur celui de prolonger son activité. En effet, la proportion de personnes interrogées prêtes à accepter une diminution de pension en échange d'un départ plus précoce d'un an décroît globalement avec l'âge. La différence est surtout marquée entre les 54-57 ans et les 58-59 ans : ils sont 39,8 % chez les 54 ans et 17,1 % chez les 59 ans. L'interprétation n'est pas aisée en raison du phénomène de sélection qui existe sur les travailleurs âgés encore en emploi : parmi les répondants les plus âgés, on ne trouve en effet plus ceux qui ont voulu et pu partir en retraite entre 55 et 58 ans, et, en particulier, une partie de ceux qui auraient été prêts à sacrifier une part de leur pension pour partir tôt. Quant à la proportion d'individus qui n'accepteraient de partir plus tôt que si leur pension restait inchangée, elle est assez peu sensible à l'âge (entre 46,1 % pour les 54 ans et 51,6 % pour les 56 ans). En conséquence, plus les personnes interrogées sont âgées, plus elles se déclarent réticentes à avancer leur départ, même si leur pension n'était pas modifiée : la proportion de ces personnes passe de 13,9 % pour les 54 ans à 34,9 % pour les 59 ans. Ce résultat accrédite en partie l'hypothèse suggérant que ceux qui refusent d'avancer leur départ même si leur pension reste inchangée (et refusent a fortiori toute diminution de pension) sont des répondants plus fréquemment attachés à leur emploi. En outre, plus on approche de la retraite, moins on est susceptible de connaître des changements défavorables des conditions d'emploi (conditions de travail, salaire, licenciement).

Les cadres, les professions intermédiaires et les salariés les mieux rémunérés accepteraient plus facilement une diminution de pension pour partir plus tôt mais accepteraient aussi plus facilement de reculer leur départ sans compensation

Les intentions de départ varient assez fortement avec le niveau de diplôme, même si ces variations n'apparaissent pas régulières. Tout au plus, peut-on

dire que la part de répondants qui n'accepteraient de partir plus tôt que si leur pension n'était pas modifiée est plus faible parmi ceux qui détiennent un diplôme universitaire (36,3 % pour les premiers cycles et 39,4 % pour les seconds cycles, contre 49,1 % en moyenne). Ce sont aussi les détenteurs d'un diplôme du second cycle qui ont la propension la plus forte à accepter de reculer leur départ sans compensation (23,1 % contre 13,5 % en moyenne).

La CSP a aussi un impact assez marqué : les cadres et les professions intermédiaires sont plus nombreux à envisager de sacrifier une part de leur pension en échange d'un départ plus précoce. Ils sont aussi plus nombreux à accepter de reculer leur départ sans compensation. Dans la mesure où ces salariés ont aussi les revenus les plus élevés, ce sont ces personnes qui sont les moins contraintes financièrement et qui peuvent donc le plus facilement envisager de

TABLEAU 1 ●

diminutions acceptées en contrepartie d'un départ plus précoce d'un an
 et augmentations demandées en contrepartie d'un départ plus tardif d'un an
 en fonction des caractéristiques sociodémographiques

en %

Variables sociodémographiques	Diminutions acceptées en contrepartie d'un départ plus précoce d'un an						Augmentations demandées en contrepartie d'un départ plus tardif d'un an					
	Refuse d'avancer le départ	Accepte d'avancer le départ en échange d'une réduction de la pension de :					Refuse de partir plus tard	Accepte de reculer le départ en échange d'une augmentation de la pension de ² :				
		Sans diminution	5 %	10 %	15 % ou plus	Total 5 % et plus		Sans augmentation	5 % 10 %	15 % 20 %	30 % 40 %	
Ensemble	17,1	49,1	11,4	10,2	12,2	33,8	33,6	13,5	20,2	16,2	17,5	
Genre												
Homme	17,6	46,5	12,6	9,6	13,7	35,9	30,2	15,3	22,1	17,7	14,7	
Femme	16,4	53,1	9,6	11,2	9,7	30,5	39,0	10,7	17,0	13,9	19,4	
Âge												
54 ans	13,9	46,1	12,8	13,3	13,7	39,8	33,6	17,7	19,3	17,0	12,4	
55 ans	15,6	50,0	8,8	13,6	12,0	34,4	35,9	12,5	23,3	16,2	12,0	
56 ans	13,9	51,6	11,4	7,9	15,2	34,5	30,8	11,7	21,2	16,8	19,5	
57 ans	14,4	49,1	15,3	7,4	13,9	36,6	30,2	11,5	16,3	16,1	25,9	
58 ans	22,5	49,7	12,2	7,7	7,8	27,7	35,2	8,8	21,7	14,7	19,5	
59 ans	34,9	48,1	7,0	6,6	3,5	17,1	38,0	17,4	16,3	15,0	13,4	
Diplôme												
Aucun diplôme	19,9	55,6	8,4	8,3	7,8	24,5	36,8	15,8	22,8	13,7	10,9	
CEP	19,2	50,7	9,0	9,9	11,2	30,1	37,0	14,3	19,2	14,7	14,8	
BEPC	6,6	59,7	13,1	5,6	15,0	33,7	40,7	8,0	21,4	11,6	18,3	
CAP	12,3	49,7	14,4	11,1	12,5	38,0	31,8	9,9	22,3	17,1	18,9	
BEP ¹	14,4	41,3	13,3	8,2	22,9	44,4	44,9	7,2	17,3	20,1	10,5	
BAC	20,9	51,0	7,3	15,8	5,1	28,2	35,2	18,1	11,4	11,3	24,0	
1 ^{er} cycle	16,8	36,3	11,5	10,1	25,3	46,9	28,2	4,0	29,4	21,5	16,9	
2 ^e cycle et plus	26,1	39,4	12,8	10,9	10,9	34,6	22,8	23,1	17,1	21,5	15,6	
Catégorie socioprofessionnelle												
Cadre	18,8	44,0	15,0	12,7	9,6	37,3	23,7	17,6	22,5	16,2	20,0	
Contremaître, agent de maîtrise	13,9	45,2	15,2	8,9	16,8	40,9	34,9	14,9	19,3	16,0	15,0	
Employé, personnel de service	19,1	53,4	9,7	7,2	10,6	27,5	46,6	9,3	15,8	14,2	14,2	
Ouvrier qualifié	12,7	56,5	6,7	8,8	15,3	30,8	31,3	12,0	22,4	19,6	14,7	
Ouvrier non qualifié ¹	21,0	48,3	12,6	18,0	0,0	30,6	20,0	21,1	27,3	14,7	16,9	
Autre ¹	24,9	19,8	8,0	23,4	23,8	55,2	27,6	8,6	19,8	16,1	27,9	
Aucune qualification												
		Effectif trop faible							Effectif trop faible			

1. Moins de 50 observations.

2. Pour faciliter la lecture dans la partie « augmentations demandées » du tableau, on a regroupé les tranches 5 % et 10 %, les tranches 15 % et 20 % et les tranches 30 % et 40 %.

Lecture : 46,5 % des hommes acceptent d'avancer leur départ d'un an par rapport à l'âge envisagé seulement si leur pension n'est pas réduite.

22,1 % des hommes demandent une augmentation de 5 % ou 10 % pour accepter de reculer leur départ d'un an.

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 882 observations.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

moduler leur âge de départ en fonction de leurs souhaits personnels. Ceci est partiellement confirmé par l'effet du niveau de salaire qui est toutefois relativement complexe (tableau 2).

Les revenus peuvent jouer de façon ambiguë dans la mesure où d'une part, le taux de remplacement est généralement plus faible quand le revenu est élevé, et où, d'une autre part, le sacrifice ou le gain de pension sont plus importants en valeur absolue. Les répondants ayant un salaire mensuel de 1 000 euros ou moins ne sont que 19,4 % à être prêts à sacrifier une part de leur pension pour partir à la retraite un an plus

tôt ; à l'inverse, ils sont 44,8 % parmi ceux dont le salaire est compris entre 2 501 euros et 3 500 euros mensuels (mais un peu moins, à savoir 37,3 %, parmi ceux dont le salaire dépasse 3 500 euros mensuels). Par ailleurs, la propension à refuser d'envisager tout recul de l'âge de départ décroît avec le niveau de salaire, de 37,5 % pour les répondants dont le salaire est inférieur à 1 000 euros à 21,6 % pour ceux dont le salaire excède 3 500 euros. Dans les tranches de salaire les plus élevées, les personnes acceptent au contraire un peu plus facilement de reculer le moment de leur départ, même sans compensation.

TABLEAU 2 ●

diminutions acceptées en contrepartie d'un départ plus précoce d'un an
et augmentations demandées en contrepartie d'un départ plus tardif d'un an
en fonction du revenu, de l'épargne et du patrimoine

en %

Revenu-épargne-patrimoine	Diminutions acceptées en contrepartie d'un départ plus précoce d'un an						Augmentations demandées en contrepartie d'un départ plus tardif d'un an				
	Refuse d'avancer le départ	Accepte d'avancer le départ en échange d'une réduction de la pension de :					Refuse de partir plus tard	Accepte de reculer le départ en échange d'une augmentation de la pension de ² :			
		Sans diminution	5 %	10 %	15 % ou plus	Total 5 % et plus		Sans augmentation	5 % 10 %	15 % 20 %	30 % 40 %
Ensemble	17,1	49,1	11,4	10,2	12,2	33,8	33,6	13,5	20,2	16,2	17,5
Tranche de salaire											
1 000 euros ou moins	19,4	61,3	1,3	13,0	5,1	19,4	37,5	13,1	21,3	10,4	17,6
De 1 001 à 1 500 euros	16,7	52,8	8,9	8,7	12,9	30,5	36,5	11,9	18,5	17,8	15,2
De 1 501 à 2 000 euros	13,5	48,0	15,8	8,6	14,1	38,5	34,6	14,7	19,4	17,6	13,7
De 2 001 à 2 500 euros	16,9	51,3	10,5	8,3	12,9	31,7	35,4	6,8	19,1	18,8	19,9
De 2 501 à 3 500 euros	18,2	36,9	17,4	13,6	13,8	44,8	27,8	18,2	19,8	13,3	20,9
3 501 euros et plus	24,1	38,6	13,3	14,9	9,1	37,3	21,6	19,8	28,7	13,7	16,2
Propriétaire du logement principal											
Non	20,3	47,4	10,0	8,1	14,2	32,3	30,0	16,9	21,0	16,0	16,1
Oui	14,1	50,7	12,8	12,3	10,2	35,3	37,0	10,2	19,3	16,4	17,0
Propriétaire (hors logement principal)											
Non	17,0	50,2	10,4	10,5	11,9	32,8	32,0	14,4	20,7	17,2	15,7
Oui	17,4	47,1	13,2	9,7	12,6	35,5	36,3	11,9	19,1	14,5	18,1
A des produits d'épargne à long terme											
Non	18,5	50,1	9,7	9,2	12,6	31,5	34,3	15,0	19,1	14,9	16,7
Oui	16,0	48,2	13,0	11,1	11,8	35,9	32,9	12,2	21,0	17,4	16,4
Les produits d'épargne constitueront											
Une part très importante de la retraite ¹		Effectif trop faible						Effectif trop faible			
Une part assez importante de la retraite	14,7	41,7	15,3	11,0	17,2	43,5	41,5	13,0	14,3	14,4	16,9
Une part assez faible de la retraite	17,1	46,8	12,9	12,4	10,9	36,2	29,0	13,2	22,0	17,3	18,4
Une part nulle de la retraite	17,7	53,9	8,9	8,4	11,1	28,4	32,6	13,6	21,2	16,8	15,9

1. Moins de 50 observations.

2. Pour faciliter la lecture dans la partie « augmentations demandées » du tableau, on a regroupé les tranches 5 % et 10 %, les tranches 15 % et 20 % et les tranches 30 % et 40 %.

Lecture : 61,3 % des répondants dans la tranche de salaire « 1 000 euros et moins » acceptent d'avancer leur départ d'un an seulement si leur pension n'est pas réduite. 21,3 % des répondants dans la tranche de salaire « 1 000 euros et moins » demanderaient une augmentation de 5 % ou 10 % de leur pension pour accepter de reculer leur départ d'un an.

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 882 observations

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPPE, DREES, INSEE.

*Une épargne importante augmenterait
la propension à accepter une diminution
de pension pour avancer son départ
en retraite ainsi qu'à refuser tout recul*

La détention d'éléments de patrimoine ou d'épargne (logement principal, autre logement, produit d'épargne à long terme) joue dans le même sens : les répondants qui disposent de patrimoine ou d'épargne apparaissent davantage prêts à un sacrifice financier, même si les différences sont assez faibles. De la même façon, ceux qui détiennent des éléments de patrimoine ou d'épargne sont légèrement moins enclins à accepter de reculer leur départ sans compensation. En revanche, plus la part de l'épargne est importante dans les revenus après le départ en retraite, plus la propension à accepter une diminution de la pension en échange d'un départ avancé est importante, en particulier la propension à accepter un sacrifice important. Ceux dont l'épargne constituera une part importante du revenu après le départ en retraite refusent aussi plus facilement de reculer leur départ quelle que soit l'augmentation de pension proposée (jusqu'à 40 %), ce qui suggère que leurs revenus non salariaux leur permettent d'exiger des compensations plus importantes.

*La dimension familiale :
des effets limités sur les diminutions
de pension acceptées
et plus importants
sur les augmentations demandées*

Avoir un conjoint peut inciter les salariés âgés à accepter plus facilement un départ plus précoce si leur conjoint n'est plus en emploi ou a prévu de partir en retraite avant eux. À l'inverse, si le conjoint doit liquider après le répondant, ce dernier pourrait être moins enclin à avancer encore son départ mais plus enclin à le reculer. Avoir un conjoint en emploi peut aussi signaler une source de revenu additionnel et une plus grande propension à accepter une baisse de pension. L'effet de la présence d'enfants peut aussi être ambigu. Par exemple, si le répondant apporte encore une aide financière à ses enfants, éventuellement en dehors du foyer, il pourrait accepter plus difficilement une diminution de pension ; en revanche, si ses enfants ont aussi des enfants, il pourrait être tenté par un départ plus précoce afin de consacrer du temps libre à ses petits-enfants.

La composition familiale joue de façon relativement modérée sur la propension à accepter un départ plus précoce (tableau 3). Les répondants ayant un conjoint⁷ en emploi acceptent plus fréquemment de sacrifier une partie de leur pension en échange d'un départ plus précoce que ceux qui n'ont pas de conjoint ou qui ont un conjoint inactif ou chômeur, mais ceci ne vaut en fait que pour les femmes. Cela peut être dû au fait que la source de revenu supplémentaire apportée par le conjoint desserre la contrainte budgétaire. Un autre interprétation pourrait être que les personnes concernées intègrent la coordination avec leur conjoint dans la décision de liquidation. Ce dernier argument ne semble cependant pas se vérifier à travers les réponses à l'enquête. En effet, si parmi les répondants déclarant qu'ils partiront en retraite avant leur conjoint 38,9 % sont prêts à accepter une diminution de pension en échange d'un départ plus précoce, ils ne sont que 30,1 % parmi ceux qui déclarent qu'ils partiront en même temps que leur conjoint et 29,0 % parmi ceux qui partiront après. Ceux qui prévoient de partir avant leur conjoint sont donc paradoxalement les plus enclins à avancer encore leur départ en échange d'une diminution de leur pension.

En revanche, les comportements diffèrent quant à l'acceptation de départ plus tardif selon que l'on vit seul ou en couple. En particulier, 21,5 % des répondants sans conjoint accepteraient de reculer leur départ sans compensation financière, alors qu'ils ne sont que 12,2 % parmi ceux qui ont un conjoint inactif ou chômeur et 10,8 % parmi ceux qui ont un conjoint en emploi. À l'opposé, les répondants qui n'accepteraient pas de reculer leur âge de départ même si un accroissement de 40 % de leur pension leur était proposé sont moins nombreux parmi les personnes sans conjoint (26,3 %) que parmi celles qui ont un conjoint (33,8 % de ceux dont le conjoint est inactif ou chômeur et 36,9 % de ceux qui ont un conjoint en emploi). Ces différences selon le statut marital sont observées tant pour les hommes que pour les femmes.

La proportion des enquêtés prêts à accepter une diminution de pension contre un départ plus précoce décroît en outre avec le nombre d'enfants des personnes qui en ont eu. Ce sont surtout les répondants qui ont quatre enfants et plus qui se distinguent : ils sont nettement moins nombreux (26,0 % contre 33,8 % en moyenne) à accepter un sacrifice de pension et beaucoup plus nombreux à se déclarer prêts à

7. Conjoint est ici défini au sens large, que le répondant soit marié ou non.

n'accepter un départ plus précoce d'un an qu'à la condition que leur pension ne soit pas diminuée ; ils sont aussi beaucoup moins nombreux à refuser d'avancer leur départ d'un an⁸. La probabilité de refuser de retarder son départ même avec une pension augmentée de 40 % décroît par ailleurs avec le nombre d'enfants. Enfin, les personnes interrogées qui prévoient d'avoir quelqu'un à charge au moment de la retraite, que cette personne requière une aide financière ou non-financière, sont plus nombreuses à accepter une diminution de pension de 5 % ou plus, en échange d'un départ plus précoce ; elles sont aussi un peu moins nombreuses à accepter de partir un an plus tard sans compensation. Ces personnes semblent donc peu enclines à reculer leur départ, et inversement ont une propension plus forte à l'avancer, ce qui peut s'expliquer par la nécessité de devoir s'occuper directement de la personne indiquée comme à charge.

Une forte satisfaction dans l'emploi accroît la propension à refuser d'avancer son départ à la retraite et à le reculer sans compensation

Il est souvent reproché aux modèles économiques de ne prendre en compte que les facteurs financiers dans les décisions de départ en retraite, alors que d'autres éléments, comme la satisfaction dans l'emploi, les conditions de travail ou encore l'état de santé, sont aussi susceptibles de déterminer les décisions des individus. L'enquête Intentions de départ à la retraite permet en partie d'apprécier l'effet de ces facteurs sur la propension à accepter de reculer ou d'avancer son départ en échange d'un accroissement ou d'une diminution de pension.

La propension à accepter une diminution de pension pour obtenir un départ plus précoce dépend assez peu des caractéristiques de l'emploi occupé, à

TABLEAU 3 ●

diminutions acceptées en contrepartie d'un départ plus précoce d'un an
et augmentations demandées en contrepartie d'un départ plus tardif d'un an
en fonction de la composition familiale

en %

Variables familiales	Diminutions acceptées en contrepartie d'un départ plus précoce d'un an						Augmentations demandées en contrepartie d'un départ plus tardif d'un an				
	Refuse d'avancer le départ	Accepte d'avancer le départ en échange d'une réduction de la pension de :					Refuse de partir plus tard	Accepte de reculer le départ en échange d'une augmentation de la pension de ¹ :			
		Sans diminution	5 %	10 %	15 % ou plus	Total 5 % et plus		Sans augmentation	5 % 10 %	15 % 20 %	30 % 40 %
Ensemble	17,1	49,1	11,4	10,2	12,2	33,8	33,6	13,5	20,2	16,2	17,5
Conjoint											
Pas de conjoint	18,7	48,4	8,3	10,0	14,5	32,8	26,3	21,5	19,8	15,4	17,0
Conjoint non employé	15,2	53,1	13,0	8,6	10,1	31,7	33,8	12,2	18,9	16,5	18,6
Conjoint en emploi	18,0	46,1	11,7	11,6	12,7	36,0	36,9	10,8	21,3	16,4	14,7
Nombre d'enfants											
Aucun	22,5	45,9	8,1	9,9	13,6	31,6	39,8	17,3	16,0	15,9	10,9
1	18,9	43,3	14,0	11,4	12,4	37,8	37,4	14,0	17,8	13,3	17,5
2	14,6	50,2	12,4	10,9	11,8	35,1	32,8	13,6	19,1	16,2	18,3
3	20,1	47,4	11,1	8,0	13,4	32,5	33,8	10,6	21,1	18,3	16,2
4 ou plus	12,1	61,9	6,9	9,8	9,3	26,0	22,6	13,5	30,6	18,8	14,6
Personne à charge											
Aura quelqu'un à charge	15,1	49,4	13,7	10,4	11,4	35,5	31,7	12,7	21,3	16,7	17,6
N'aura personne à charge	22,1	48,3	5,8	9,8	14,0	29,6	38,1	15,6	17,4	15,0	13,9

1. Pour faciliter la lecture dans la partie « augmentations demandées » du tableau, on a regroupé les tranches 5 % et 10 %, les tranches 15 % et 20 % et les tranches 30 % et 40 %.

Lecture : 48,4 % des répondants sans conjoint acceptent d'avancer leur départ d'un an seulement si leur pension n'est pas réduite. 19,8 % des répondants sans conjoint demanderaient une augmentation de 5 % ou 10 % de leur pension pour accepter de reculer leur départ d'un an.

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 882 observations.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTP, DREES, INSEE.

8. Ceci est vrai surtout pour les hommes ; en particulier les femmes ayant quatre enfants ou plus refusent plus fréquemment que la moyenne d'avancer leur départ. Elles sont toutefois peu nombreuses dans l'échantillon. Par ailleurs, ces personnes ont en moyenne un salaire plus élevé que la moyenne des répondants qui ont des enfants, mais les données ne permettent pas de déterminer un revenu par membre du ménage ou par unité de consommation ; il n'est pas non plus possible de savoir si certains de ces enfants résident encore avec le répondant ou s'ils sont encore à leur charge.

l'exception du jugement porté par les salariés sur les relations avec leur hiérarchie : 46,2 % des répondants qui ont de mauvaises relations avec leur hiérarchie sont prêts à accepter une diminution de pension pour partir plus tôt, alors qu'ils ne sont que 32,6 % parmi ceux qui ont de bonnes relations avec leur hiérarchie (tableau 4). De la même façon, ce sont essentiellement les relations avec la hiérarchie, qui jouent sur l'augmentation demandée pour accepter de reculer son départ ; les personnes dont le travail permet d'apprendre des choses ou à qui l'on donne les moyens de faire un travail de bonne qualité demanderaient aussi, en moyenne, des augmentations de pension un peu plus faibles. L'indice de satisfaction dans l'emploi donne également des indications sur les intentions des répondants⁹. Seules les personnes se déclarant très satisfaites de leur emploi se distinguent : elles sont très nombreuses à refuser d'avancer leur départ avec une diminution de pension, et même en l'absence de diminution de leur pension (28,9 % contre 13,8 % pour ceux qui se déclarent satisfaits) : ceci pourrait signaler des répondants suffisamment attachés à leur emploi pour vouloir en tout état de cause continuer à travailler, même si leur pension restait inchangée. Ce sont aussi les répondants très satisfaits de leur emploi qui acceptent le plus facilement de reculer leur départ d'un an sans compensation financière ; à l'inverse, la proportion de ceux qui refusent de reculer leur âge de départ, quelle que soit l'augmentation de pension proposée, décroît avec le niveau de satisfaction vis-à-vis de l'emploi occupé. L'enquête permet donc de mettre en évidence un effet de la satisfaction dans l'emploi sur les décisions de départ. Néanmoins, la satisfaction étant généralement liée positivement au niveau de salaire, une simple analyse facteur par facteur ne permet pas, à ce stade, de séparer les effets de ces deux variables.

*Une très bonne santé accroîtrait
la propension à refuser d'avancer son départ
et de nombreux arrêts de travail
augmenteraient la propension
à refuser tout recul*

L'état de santé est appréhendé, dans l'enquête, par la fréquence de différents problèmes de santé physiques (fatigue, douleurs physiques) ou plus psychologiques (sentiment de découragement, nervosité, concentration). Ces variables ont un effet modeste sur la propension à accepter une diminution de pen-

sion en échange d'un départ plus précoce¹⁰. En revanche, d'autres ont un effet marqué sur la propension à refuser tout départ plus précoce. En général, les personnes qui n'ont jamais de problèmes de santé acceptent un peu moins souvent une baisse de pension en échange d'un départ plus précoce, et sont, au contraire, plus nombreuses à refuser d'avancer leur départ ; l'effet est surtout marqué pour les deux variables mesurant la fréquence des problèmes physiques (fatigue et douleur) par rapport à celles décrivant des problèmes plus psychologiques. L'effet de l'état de santé général ressenti est ambigu : ceux qui se sentent en mauvaise ou très mauvaise santé sont moins nombreux à accepter une diminution de pension, tandis que ceux qui sont en très bonne santé sont plus nombreux à refuser d'avancer leur départ. Ces derniers sont aussi moins nombreux à accepter de reculer leur départ sans compensation. Paradoxalement, les répondants qui ont souvent eu des arrêts de travail au cours des 5 dernières années, dont certains de plus de 10 jours, sont moins nombreux à accepter une diminution de leur pension en échange d'un départ anticipé. Ils ont toutefois aussi un salaire plus faible que les autres et paraissent donc plus contraints financièrement. Enfin, les personnes ayant eu des arrêts de plus de 10 jours sont plus nombreuses à refuser de reculer leur départ d'un an, même en contrepartie d'un maintien de leur pension : 43,9 % de ceux qui ont souvent des arrêts de travail dont un ou plusieurs de plus de 10 jours et 37,7 % de ceux qui ont eu de temps en temps des arrêts de travail dont un ou plusieurs de plus de 10 jours sont dans ce cas, contre 33,6 % en moyenne.

Enfin, le fait d'avoir une activité à laquelle le répondant envisage de consacrer du temps lorsqu'il sera à la retraite a un effet très marqué : 37,0 % des personnes qui sont dans ce cas accepteraient une diminution de pension pour pouvoir partir plus tôt, contre 24,4 % de ceux qui ne prévoient pas d'activité particulière. La part de pension qu'ils accepteraient de sacrifier est toutefois relativement faible (5 % ou 10 %). Ceux qui prévoient une activité sont de la même façon moins nombreux à refuser tout recul de leur âge de départ (31,9 % contre 38,4 % pour ceux qui ne prévoient pas d'activité particulière).

Au total, à l'issue des analyses précédentes, parmi les personnes qui se déclarent prêtes à sacrifier une part de leur pension en échange d'un départ plus précoce d'un an, deux types de répondants semblent se distinguer. D'une part, on trouve des personnes qui ressentent moins les contraintes budgétaires que la

9. Les répondants qui se déclarent « pas satisfaits » ou « pas satisfaits du tout » sont peu nombreux, si bien qu'il est assez difficile d'interpréter leurs réponses.

10. Résultats non présentés dans les tableaux.

TABLEAU 4 ●

diminutions acceptées en contrepartie d'un départ plus précoce d'un an
et augmentations demandées en contrepartie d'un départ plus tardif d'un an
en fonction des caractéristiques de l'emploi et de l'état de santé

en %

Caractéristiques de l'emploi et état de santé	Diminutions acceptées en contrepartie d'un départ plus précoce d'un an						Augmentations demandées en contrepartie d'un départ plus tardif d'un an				
	Refuse d'avancer le départ	Accepte d'avancer le départ en échange d'une réduction de la pension de :					Refuse de partir plus tard	Accepte de reculer le départ en échange d'une augmentation de la pension de ² :			
		Sans diminution	5 %	10 %	15 % ou plus	Total 5 % et plus		Sans augmentation	5 % 10 %	15 % 20 %	30 % 40 %
Ensemble	17,1	49,1	11,4	10,2	12,2	33,8	33,6	13,5	20,2	16,2	17,5
Satisfaction											
Très satisfait	28,9	44,1	8,7	8,5	9,8	27,0	29,7	24,7	18,6	13,6	13,4
Satisfait	13,8	48,9	12,7	11,8	12,8	37,3	30,4	13,1	21,0	17,3	18,2
Assez satisfait	16,9	47,8	13,6	9,9	11,8	35,3	32,8	11,9	25,3	14,5	15,6
Pas très satisfait	15,4	58,1	8,7	7,9	9,8	26,4	37,7	6,2	16,2	20,2	19,7
Pas satisfait ¹	12,0	54,1	3,3	13,4	17,3	34,0	39,5	7,9	13,2	23,9	15,4
Pas satisfait du tout ¹	14,7	50,4	9,9	6,2	18,8	34,9	65,4	7,3	6,7	8,9	11,8
Caractéristiques de l'emploi											
Rémunération											
• bien payé	17,4	47,3	14,9	8,5	11,8	35,2	33,0	14,2	23,6	13,4	15,9
• mal payé	15,7	50,9	8,2	11,7	13,5	33,4	33,5	13,7	17,9	19,1	15,9
Variété											
• varié	17,3	48,3	12,9	10,9	10,6	34,4	33,2	13,6	19,9	16,6	16,7
• répétitif	16,2	51,3	7,9	8,9	15,7	32,5	33,9	13,1	21,0	15,6	16,5
Formateur											
• permet d'apprendre des choses	16,8	47,7	12,7	11,5	11,3	35,5	31,1	14,7	20,6	17,4	16,2
• ne permet pas d'apprendre des choses	18,0	51,5	8,7	7,8	14,0	30,5	37,0	11,4	19,4	14,3	17,9
On me donne les moyens de faire											
• un travail de bonne qualité	17,2	47,7	11,8	10,2	13,2	35,2	31,4	14,2	21,7	17,5	15,2
• on ne me donne pas les moyens	16,2	53,6	10,8	9,9	9,5	30,2	37,6	12,0	15,9	13,7	20,7
Relations avec la hiérarchie											
• bonnes relations avec la hiérarchie	16,7	50,6	10,8	9,8	12,0	32,6	32,6	13,6	20,7	16,5	16,7
• mauvaises relations avec la hiérarchie	12,5	41,4	19,5	10,8	15,9	46,2	43,5	13,8	16,6	13,0	13,1
Etat de santé											
En très bonne santé	22,6	44,8	12,4	10,8	9,4	32,6	30,6	9,9	25,0	18,0	16,5
En assez bonne santé	15,9	48,2	12,2	10,4	13,2	35,8	34,1	15,0	18,4	16,5	16,0
En assez mauvaise santé	12,3	60,8	7,6	6,2	13,1	26,9	35,2	14,7	20,0	11,4	18,8
En très mauvaise santé ¹											
			Effectif trop faible						Effectif trop faible		
Arrêts de travail (5 dernières années)											
Souvent											
• certains de plus de 10 jours	15,4	60,8	4,5	7,6	11,7	23,8	43,9	13,0	9,2	14,6	19,4
• aucun de plus de 10 jours ¹			Effectif trop faible						Effectif trop faible		
De temps en temps											
• certains de plus de 10 jours	14,0	47,6	8,8	13,3	16,3	38,4	37,7	11,8	18,9	14,5	17,1
• aucun de plus de 10 jours	14,3	52,4	14,4	9,1	9,7	33,2	29,6	4,9	21,7	27,8	16,0
Rarement	19,0	43,2	15,2	12,7	10,0	37,9	32,9	14,2	23,8	15,6	13,6
Jamais	18,7	50,4	10,8	8,1	12,0	30,9	31,4	15,2	20,3	15,2	17,9

1. Moins de 50 observations.

2. Pour faciliter la lecture dans la partie « augmentations demandées » du tableau, on a regroupé les tranches 5 % et 10 %, les tranches 15 % et 20 % et les tranches 30 % et 40 %.

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 882 observations

Lecture : 44,1 % des répondants se déclarant très satisfait de leur emploi acceptent d'avancer leur départ d'un an seulement si leur pension n'est pas réduite.

18,6 % des répondants se déclarant très satisfaits de leur emploi demanderaient une augmentation de 5 % ou 10 % de leur pension pour accepter de reculer leur départ d'un an.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

moyenne et qui semblent avoir les moyens financiers de supporter une diminution de leur pension. Ainsi, on trouve plus fréquemment des cadres ou des professions intermédiaires, des personnes qui déclarent disposer d'éléments de patrimoine ou d'épargne (logement principal, autre logement, produit d'épargne à long terme) et qui ont, en moyenne, un salaire plus élevé. D'autre part, on trouve des personnes qui ont certaines conditions de travail défavorables, en particulier de mauvaises relations avec leur hiérarchie, qui se sentent fréquemment découragés ou qui ont des problèmes de santé (difficultés à se concentrer, sentiment d'irritabilité ou de découragement). La probabilité d'accepter une baisse de pension importante est également plus forte pour les répondants ayant un ou deux enfants. Symétriquement, parmi les répondants qui sont moins enclins à accepter une forte baisse de pension en échange d'un départ plus précoce, on trouve plus fréquemment des employés, ou des personnes qui, paradoxalement, ont souvent eu des arrêts maladie, dont plusieurs de plus de 10 jours, ou encore des répondants qui déclarent se fatiguer souvent vite.

La probabilité de refuser d'avancer son départ, même si la pension était inchangée, croît quant à elle avec l'âge et l'état de santé ; elle est plus élevée pour les titulaires d'un diplôme de second cycle, pour les personnes sans enfants, pour les répondants qui sont très satisfaits de leur emploi, pour ceux qui déclarent ne jamais se fatiguer vite dans leur emploi, qui ont rarement ou jamais de douleurs physiques. Les personnes concernées ont aussi un revenu relativement élevé, envisagent et souhaitent un âge de départ plus élevé que les autres. Ces personnes semblent donc en général satisfaites de leur emploi, en bonne santé et peu contraintes financièrement¹¹.

De façon plus homogène, parmi les personnes qui n'accepteraient de partir plus tôt que si leur pension était inchangée, on trouve des personnes qui accepteraient volontiers de partir un an plus tôt, en particulier parce qu'elles ne sont pas satisfaites de leur emploi ou parce qu'elles sont en mauvaise santé, mais qui ne semblent pas avoir les moyens financiers de supporter une baisse de pension. On trouve ainsi plus fréquemment des salariés de niveau BEPC, des ouvriers qualifiés, et des personnes qui sont peu ou pas satisfaites de leur emploi, à qui l'on ne donne pas les moyens de faire un travail de bonne qualité, des personnes en mauvaise santé et qui souvent se fatiguent vite, mais aussi des personnes dont le revenu est relativement faible. On trouve moins fréquem-

ment des répondants ayant un diplôme universitaire, des personnes très satisfaites de leur emploi ou en très bonne santé. Ce sont aussi plus fréquemment des personnes ayant un conjoint qui ne travaille pas et des personnes ayant 4 enfants et plus, c'est-à-dire des personnes susceptibles d'avoir de fortes contraintes familiales.

D'autres caractéristiques de l'emploi actuel ou de la carrière ne semblent pas exercer d'effet sur les intentions déclarées, en particulier le fait d'avoir eu un métier physiquement ou psychologiquement pénible, d'avoir vécu des changements professionnels récents ou d'avoir connu le chômage (ceux qui ont connu le chômage ou plusieurs changements récents sont un peu plus nombreux à accepter de reculer sans compensation), ce qui pourrait suggérer que l'histoire professionnelle même récente exerce relativement peu d'impact. Il est toutefois nécessaire de rappeler que l'échantillon ne comprend que des répondants encore en emploi et ayant eu une carrière assez longue.

Parallèlement, les enquêtés qui se montreraient prêts à accepter de reculer sans compensation leur âge de départ à la retraite sont plutôt des cadres, des personnes sans conjoint, détenteurs du baccalauréat ou d'un diplôme de second cycle. Ils ont une satisfaction élevée vis-à-vis de leur emploi et envisagent et souhaitent un âge de départ élevé (l'âge de départ souhaité décroît avec le niveau d'augmentation demandé). Ces personnes ont en partie les mêmes caractéristiques que celles qui refuseraient d'avancer leur départ même si le niveau de leur pension restait inchangé. En revanche, les employés, les personnes en très bonne santé et celles disposant d'éléments de patrimoine ou d'épargne (logement principal, autre logement, produit d'épargne à long terme ; les effets sont assez faibles), demandent plus souvent un accroissement de leur pension pour envisager de reculer leur départ. Dans cette perspective, les hommes et les parents de plus de trois enfants seraient plus enclins à demander des compensations limitées (5 % ou 10 %), tandis que les femmes et les personnes pas ou peu satisfaites de leur emploi, qui ont de mauvaises relations avec leur hiérarchie, un travail ne permettant pas d'apprendre des choses, ou qui n'ont pas les moyens de faire un travail de bonne qualité exigeraient des compensations plus élevées. Il se peut donc que ces personnes, qui sont aussi celles qui ressentent le plus fortement les contraintes budgétaires, demandent des compensations financières susceptibles de compenser de mauvaises conditions de travail.

11. En ce qui concerne l'effet du salaire, il se peut que l'on ne capte ici que le fait que ce sont les salariés les mieux rémunérés qui sont en général les plus satisfaits de leur emploi et qui se déclarent le moins sujets à des problèmes de santé.

La formation des intentions de départ en retraite : une analyse « toutes choses égales par ailleurs »

La complexité des relations entre les différentes variables (revenu, CSP, satisfaction dans l'emploi, état de santé) rend nécessaire l'utilisation d'une analyse multivariée afin d'essayer de dégager les facteurs influant sur les intentions. Le tableau 5 présente les résultats des estimations de deux modèles de probit ordonné¹² : d'une part, sur le taux de diminution de la pension accepté en échange d'un départ plus précoce et d'autre part, sur le taux d'augmentation demandé en échange d'un départ plus tardif. Les variables susceptibles d'avoir un impact significatif sont peu nombreuses, surtout dans le premier cas¹³. Dans un second temps, pour chacune des deux variables considérées, les augmentations demandées et les baisses acceptées ont été regroupées afin de créer deux nouvelles variables comportant trois modalités.

Pour la première :

- refus d'avancer le départ ;
- départ plus précoce accepté seulement si la pension n'est pas modifiée ;
- départ plus précoce accepté en échange d'une réduction de la pension.

Pour la seconde :

- refus de reculer le départ ;
- départ plus tardif accepté même si la pension n'est pas modifiée ;
- départ plus tardif accepté seulement en échange d'une augmentation de la pension.

Ces deux nouvelles variables ont été estimées au moyen d'un modèle de logit multinomial dont les résultats figurent aussi dans le tableau 5. Pour l'équation relative aux baisses de pension acceptées, les personnes qui constituent la référence sont celles qui n'acceptent d'avancer leur départ d'un an que si leur pension n'est pas réduite ; pour les augmentations demandées, ce sont les personnes qui n'ont accepté aucune des augmentations de pension proposées.

La probabilité d'exiger un taux d'augmentation élevé de sa pension en échange d'un recul d'un an de l'âge de départ en retraite (colonne 4 du tableau 5) est significativement plus élevée pour les femmes. Dans la mesure où leurs pensions sont généralement plus faibles en niveau, il se peut qu'elles exigent une compensation plus forte à la marge pour accepter de

reculer leur départ. Par ailleurs, l'âge de départ envisagé par les femmes est de 0,4 an plus tardif que celui des hommes, ce qui peut s'expliquer par le fait qu'elles soient moins enclines à le reculer encore. De la même façon, les salariés semblent exiger de plus fortes compensations lorsqu'ils ne sont pas satisfaits de leur emploi actuel. Les personnes qui ont un conjoint (qu'il travaille ou non) exigent aussi des compensations significativement plus élevées. Celles dont le conjoint ne travaille pas semblent souhaiter partir plus tôt que les personnes sans conjoint (ce que l'examen de la variable mesurant l'âge de départ souhaité confirme), afin de profiter de leur temps libre avec leur conjoint, et donc exigent de plus fortes compensations pour reculer leur départ. Celles dont le conjoint travaille ont, d'une part, une source additionnelle de revenu qui leur permet de desserrer la contrainte de revenu et, d'autre part, une contrainte supplémentaire dans le choix de leur départ s'ils s'efforcent de coordonner leur départ en retraite avec celui de leur conjoint. De la même façon, les personnes disposant de certains éléments de patrimoine (logement principal ou, dans une moindre mesure, secondaire) demandent de plus fortes compensations. La probabilité d'exiger un taux d'augmentation élevé de la pension en échange d'un recul d'un an de l'âge de départ en retraite croît aussi significativement avec le nombre de trimestres acquis. En revanche, elle décroît avec le nombre d'enfants, ce qui pourrait être dû au fait que les personnes ayant encore des enfants à charge acceptent plus facilement de reculer leur départ afin de conserver leurs ressources¹⁴. Le revenu, l'état de santé général, les autres variables financières (épargne et patrimoine) ou familiales (anticipation d'une personne à charge) n'ont pas d'effets spécifiques significatifs aux seuils usuels.

La modélisation à l'aide du logit multinomial de l'augmentation exigée en contrepartie d'une prolongation d'activité (colonnes 5 et 6 du tableau 5) montre que, par rapport à la référence c'est-à-dire les personnes qui refusent de reculer leur départ même pour des augmentations de pensions atteignant 40 % les effets des différentes variables explicatives sont plus nettement plus marqués pour le recul du départ d'un an sans compensation que sur le recul en échange d'un accroissement de 5 % à 40 % de la pension. Par exemple, le fait de ne pas être satisfait

12. Il s'agit d'un modèle adapté aux variables qualitatives dont les modalités peuvent être classées dans un ordre croissant.

13. Dans cette analyse, nous avons traité ceux qui ne répondaient pas à la question sur les baisses comme la catégorie la plus basse et ceux qui ne répondaient pas pour les hausses comme la catégorie la plus élevée.

14. On ne sait toutefois pas quels répondants ont encore des enfants à charge.

de son emploi actuel réduit plus fortement la probabilité d'accepter un recul sans compensation que la probabilité d'accepter de reculer avec une compensation s'élevant de 5 % à 40 % de la pension, par rapport à la référence.

Les effets des caractéristiques sociodémographiques sont plus limités sur la diminution de pension qui serait acceptée en échange d'un départ plus précoce (colonne 1 du tableau 5) : elle augmente significativement (au seuil de 10 % seulement) pour les salariés qui sont en assez bonne santé (par rapport à ceux qui sont en très bonne santé) et pour ceux qui prévoient une activité quand ils seront en retraite (au seuil de 10 %), qui se montrent donc prêts à sacrifier une part importante de leur pension pour s'y livrer plus tôt, ainsi que pour les titulaires d'un CAP ou d'un BEP par rapport à ceux qui n'ont qu'un BEPC, un CEP ou pas de diplôme. À l'inverse, la probabilité d'accepter une diminution de pension élevée décroît très significativement avec l'âge et avec le nombre de trimestres validés à 60 ans.

L'examen des résultats du logit multinomial (colonnes 2 et 3 du tableau 5) permet d'affiner le diagnostic. Par rapport aux répondants qui n'acceptent d'avancer leur départ que si leur pension est inchangée, la probabilité de refuser d'avancer le départ d'un an croît significativement avec l'âge, tandis que la probabilité d'accepter une baisse de pension décroît avec l'âge. Ceci signifie que les personnes les plus âgées, du moins dans l'échantillon¹⁵, sont plus enclines à refuser d'avancer leur départ, même lorsque le niveau de leur pension est maintenu, et sont moins enclines à accepter un sacrifice d'une part de leur pension en échange d'un départ plus précoce. De la même façon, les plus diplômés refusent plus probablement d'avancer leur départ, même si leur pension n'est pas réduite. En outre, plus le nombre de trimestres validés à 60 ans est élevé, plus la probabilité d'accepter un sacrifice de pension en échange d'un départ plus précoce est faible. Puisque l'on raisonne toutes choses égales par ailleurs, notamment à âge donné, les personnes qui ont validé le plus grand nombre de trimestres sont celles qui sont les plus proches de l'âge de départ, ce qui peut expliquer pourquoi elles sont moins enclines à accepter un sacrifice de pension pour partir plus tôt. Être propriétaire de son logement principal réduit significativement la probabilité de refuser d'avancer son départ, même si la pension n'est pas réduite. L'état de santé a peu d'effet, si ce

n'est que les personnes en mauvaise santé sont moins enclines à refuser d'avancer leur départ, ce qui paraît relativement intuitif, mais l'effet n'est significatif qu'au seuil de 10 %. Les personnes qui ont exercé un métier dangereux refusent toutefois plus fréquemment d'avancer leur départ, ce qui paraît difficile à interpréter. Anticiper d'avoir une personne à charge accroît significativement (au seuil de 10 %) la probabilité de refuser d'avancer son départ. Les personnes qui envisagent une activité particulière après leur départ en retraite sont plus fréquemment enclines à accepter de sacrifier une part de leur pension pour partir un an plus tôt, ce qui traduit en partie leur impatience de pouvoir se livrer à cette activité. Enfin, l'effet du nombre d'enfants est négatif et significatif pour les deux équations, ce qui signifie que la probabilité de n'accepter d'avancer son départ que si la pension n'est pas réduite croît avec le nombre d'enfants. Ce résultat pourrait indiquer que les enfants exercent une contrainte financière telle que leurs parents pourraient accepter de partir plus tôt, mais qu'ils ne peuvent accepter une réduction de leur pension.

En résumé, les incitations financières semblent donc avoir un certain effet sur les arbitrages envisagés par les salariés en matière de départ en retraite, mais seulement si les variations de pension proposées aux personnes interrogées sont de grande ampleur (jusqu'à 40 % ou 50 %). Enfin, dans l'ensemble, ce sont les mêmes facteurs qui jouent pour les salariés du régime général et de la fonction publique (encadré 2).

Ainsi, il apparaît au total que les intentions sont relativement bien différenciées selon le revenu et le milieu social : que l'on caractérise le milieu social par le niveau de diplôme, le revenu ou la CSP (ces caractéristiques sont bien évidemment liées), ce sont les personnes les plus favorisées de ce point de vue qui accepteraient le plus facilement de reculer leur départ en échange d'une augmentation de pension n'excédant pas 10 %, voire même sans augmentation. Or, ce sont aussi ces catégories de personnes qui ont, en moyenne, l'espérance de vie la plus élevée, et qui sont donc susceptibles de bénéficier le plus longtemps de leur pension. Même si l'âge de départ envisagé est légèrement plus tardif pour les cadres et les plus diplômés en raison d'une entrée plus tardive sur le marché du travail (1,8 an d'écart en moyenne entre les ouvriers qualifiés et les cadres et 0,7 an entre les employés et les

15. On rappelle que les effets d'âge sont difficiles à apprécier en raison de la sélection dynamique (voir annexe p. 97).

cadres selon l'enquête), ces différences sont inférieures aux écarts d'espérance de vie entre les catégories socioprofessionnelles pour les hommes : l'espérance de vie à 60 ans des cadres excède de 5,5 ans celles des ouvriers et de 3,5 ans celles des employés ; les écarts sont de 3 et 2 ans pour les femmes (COR, 2001). Ceci suggère que l'instauration de la surcote pourrait s'accompagner d'un phénomène d'antisélection, les personnes souhaitant en bénéficier étant également celles qui en bénéficieront le

plus longtemps. Or le taux actuel de la surcote est fondé sur un calcul d'équivalence actuariel reposant sur l'espérance de vie moyenne.

Toutefois, l'hétérogénéité des situations individuelles tempère le rôle des incitations financières et fait apparaître l'importance des motifs non-matérielles dans les décisions de départ à la retraite. En particulier, la satisfaction dans l'emploi et, dans une moindre mesure, la situation maritale ont un fort impact sur les intentions des personnes.

TABLEAU 5 ●

analyse multivariée : baisse acceptée en échange d'un départ plus précoce d'un an
et augmentation exigée en échange d'un départ plus tardif d'un an

	Baisse acceptée			Augmentation exigée		
	Probit ordonné	Logit multinomial ²		Probit ordonné	Logit multinomial ³	
		Refuse d'avancer	Baisse > 0%		Sans augmentation	Augmentation > 0%
Femme	-0,05	-0,15	-0,20	0,31***	-0,77**	-0,37*
Salaire	-0,02	0,13	0,06	-0,03	0,06	0,00
Âge	-0,11***	0,17**	-0,14**	0,04	-0,10	-0,02
Diplôme						
Bac et université	-0,06	0,63**	0,20	-0,06	0,33	0,23
CAP-BEP	0,19**	-0,22	0,32	0,02	-0,20	0,23
BEPC-CEP-aucun		Référence			Référence	
Trimestres validés à 60 ans	-0,01**	0,01	-0,01**	0,01*	-0,02**	-0,01
Pas satisfait de l'emploi actuel	0,02	-0,27	-0,29	0,40***	-1,30***	-0,41*
Conjoint						
Conjoint en emploi	-0,09	0,36	0,12	0,41***	-1,16***	-0,61**
Conjoint non employé	-0,07	0,07	0,02	0,34***	-0,78**	-0,42
Sans conjoint		Référence			Référence	
Propriétaire du logement principal	0,08	-0,56**	-0,09	0,19**	-0,61**	-0,20
Propriétaire d'un autre logement	-0,02	0,11	-0,01	0,16*	-0,43	-0,26
Santé						
Se déclare en :						
• assez ou très mauvaise santé	0,13	-0,77*	-0,34	-0,13	0,51	0,04
• assez bonne santé	0,18*	-0,37	0,08	-0,04	0,37	-0,20
• très bonne santé		Référence			Référence	
A des produits d'épargne à long terme	0,11	-0,24	0,12	-0,07	0,09	0,23
A connu des périodes de chômage	-0,14	0,13	-0,10	-0,08	0,24	0,23
Prévoit d'avoir des personnes à charge	-0,07	0,42*	-0,08	0,02	0,10	-0,28
Ne craint pas du tout pour son emploi	0,02	0,18	0,08	0,10	-0,26	-0,02
A exercé un métier dangereux	-0,04	0,63**	0,26	0,08	-0,13	-0,22
Prévoit une activité pendant la retraite	0,16*	0,03	0,51**	-0,13	0,43	0,25
A eu des arrêts de travail pour santé						
Souvent	0,04	-0,33	-0,16	0,16	0,03	-0,40
Parfois	0,12	-0,10	0,22	0,10	-0,38	-0,01
Rarement ou jamais		Référence			Référence	
Nombre d'enfants élevés	0,00	-0,18**	-0,14*	-0,07**	0,13	0,20***
Constante¹		-2,56	1,51		3,27**	2,24*

1. Pour les probit ordonnés, on estime aussi un ensemble de paramètres correspondant à des constantes.

2. Modalité de référence : le répondant accepte d'avancer son départ seulement si sa pension est inchangée.

3. Modalité de référence : aucune augmentation parmi celles proposées n'est acceptée (refuse de reculer son départ).

* significatif au seuil de 10 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; *** significatif au seuil de 1 %.

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 882 observations.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

Choisir l'âge de départ en fonction du niveau de la pension : un essai d'appréciation des effets de la décote et de la surcote

Dans les deux questions étudiées dans les paragraphes précédents, nous avons cherché à déterminer les taux d'augmentation ou de diminution de la pension susceptibles d'inciter les personnes interrogées à reculer ou à avancer d'un an la date envisagée de leur départ en retraite. La question 43 aborde le problème des incitations financières par un autre biais. Le taux de majoration ou de minoration de la pension étant maintenu (praticement) constant, on proposait à la personne de choisir son âge de départ entre 60 et 67 ans (encadré 3).

Ainsi, dans cette question, le répondant devait choisir une option parmi chacun des 8 options associant un âge de départ (entre 60 et 67 ans) et le niveau de pension correspondant. Un taux de croissance différent était appliqué à la pension entre 60 et 65 ans et entre 65 et 67 ans.

Dans la mesure où les montants de la pension que la personne pourrait recevoir aux différents âges n'étaient pas connus, ces derniers étaient approchés de la façon suivante. Un taux de remplacement approximatif à 65 ans ainsi qu'un taux de minoration par rapport à la pension à 65 ans (utilisé pour calculer la pension que la personne toucherait à 60, 61, ..., 64 ans) et un taux de majoration (utilisé pour calculer la pension que la personne toucherait à 66 et 67 ans) étaient déterminés à l'aide de trois paramètres : le nombre de trimestres validés à 60 ans, la tranche de salaire (construite à partir du salaire déclaré par le répondant) et le fait que la personne était cadre ou non. Les personnes interrogées n'ayant pas atteint l'âge de 60 ans au moment de l'enquête, le nombre de trimestres validés à 60 ans était évalué à partir du nombre de trimestres validés par le répondant tel qu'il le déclarait, que l'on complétait jusqu'à l'âge de 60 ans sous l'hypothèse d'une validation de quatre trimestres chaque année, quatre trimestres supplémentaires chaque année, quatre trimestres supplémentaires pour les hommes au titre du service militaire et, pour les femmes, la majoration de durée

ENCADRÉ 2 ●

LES BAISSSES ACCEPTÉES ET LES AUGMENTATIONS DEMANDÉES DANS LA FONCTION PUBLIQUE

L'échantillon de futurs pensionnés de la fonction publique étant de petite taille et plus homogène que celui du régime général, il est plus difficile d'analyser finement les réponses des fonctionnaires. Les effets des différentes caractéristiques sociodémographiques sur les choix de ces derniers diffèrent toutefois relativement peu de ceux constatés pour les cotisants du régime général. Ils sont parfois plus marqués (effets de l'âge, de la satisfaction dans l'emploi et des caractéristiques de l'emploi actuel, de la santé ou de la possession d'éléments de patrimoine ou d'épargne) sur les baisses acceptées. En revanche, ils sont beaucoup moins nets sur les augmentations demandées en échange du recul d'un an du départ en retraite.

L'analyse multivariée montre que les caractéristiques expliquant significativement les intentions des personnes interrogées sont moins nombreuses que pour les salariés du secteur privé. Ainsi, dans la fonction publique, l'âge a un effet significatif similaire à celui observé pour le régime général sur les baisses acceptées. En outre, le fait de détenir des produits d'épargne à long terme et le fait d'être propriétaire ont un effet positif et significatif sur la probabilité d'accepter une baisse de pension élevée, ce qui indique que les baisses acceptées sont d'autant plus importantes dans la fonction publique que les répondants disposent d'un patrimoine ou de produits d'épargne, c'est-à-dire de moyens de compenser partiellement la réduction de pension. L'examen des résultats du logit multinomial indique que l'effet de la détention de produits d'épargne permet surtout de distinguer les personnes qui refusent les baisses proposées (c'est-à-dire que détenir des produits d'épargne réduit la probabilité de refuser les différentes baisses proposées, y compris de partir plus tôt avec une pension non réduite) ; en revanche, le fait de posséder son logement principal a surtout un effet (positif) sur la probabilité d'accepter un sacrifice de pension, par rapport au fait de pouvoir partir plus tôt sans réduction de pension. L'effet de la santé est similaire à celui estimé pour les cotisants du régime général, mais est plus marqué : les personnes en assez bonne santé acceptent plus facilement des baisses (élevées) de pension. Enfin, les personnes qui ont connu des périodes d'inactivité, qui ne sont pas satisfaites de leur emploi actuel et qui prévoient d'avoir des personnes à charge, refusent moins fréquemment d'avancer leur départ (les coefficients sont seulement significatifs au seuil de 10 %). En revanche, les autres variables (diplôme, nombre de trimestres, fait de prévoir une activité) n'ont pas d'effet dans la fonction publique.

Enfin, très peu de variables ont un effet sur les augmentations demandées en contrepartie d'un report de l'âge de départ ; seul le fait d'être propriétaire a un impact marqué : comme pour les cotisants du régime général, la probabilité d'exiger un taux d'augmentation élevé de la pension en échange d'un recul d'un an de l'âge de départ en retraite est plus importante pour les propriétaires. En outre, la probabilité d'accepter de reculer son départ d'un an sans compensation financière, par rapport aux personnes qui refusent de reculer leur départ pour toutes les baisses proposées, croît significativement avec le nombre d'enfants. La probabilité de demander une augmentation de pension allant de 5 % à 40 % en échange du recul d'un an de l'âge de départ est aussi significativement plus faible pour les personnes en mauvaise santé, les personnes qui ne sont pas satisfaites de leur emploi, celles qui ont un conjoint en emploi et les propriétaires de leur logement principal (même une augmentation de pension de 40 % ne suffit pas à les décider à repousser leur départ).

d'assurance déterminée à partir du nombre d'enfants. L'objectif de cette question était d'examiner la sensibilité des décisions au niveau de la décote et de la surcote.

Interrogées sur l'âge auquel elles choisiraient de partir en contrepartie d'un certain montant de pension, les personnes choisissent très massivement un départ à 60 ans (graphique 3). Elles sont très peu nombreuses à se déclarer prêtes à bénéficier de l'appréciation de leur pension en échange d'un départ après 65 ans. Au total, l'âge moyen choisi est de 61,1 ans, tant au régime général que dans la fonction publique¹⁶.

Les hommes choisissent un âge légèrement plus tardif (de 0,3 ans) que les femmes (graphique 4)¹⁷. De plus, l'âge choisi augmente nettement avec l'âge du répondant (60,8 ans à 54 ans contre 61,6 ans à 59 ans), probablement sous l'effet de la sélection dynamique (annexe p. 97), avec le niveau de diplôme et le niveau de qualification (à l'exception des ouvriers non qualifiés, peu nombreux dans l'échantillon). La relation avec le niveau de salaire est plus complexe, puisqu'elle présente un profil en J. Par ailleurs, le revenu moyen de ceux qui choisissent un âge de départ à 60 ans est beaucoup plus faible. Une interprétation possible de cette relation est que les personnes aux revenus les plus faibles sont plus sensibles aux incitations financières que celles qui ont des revenus moyens, parce qu'elles sont plus contraintes financièrement. Pour les revenus les plus élevés, à l'effet revenu peut se mêler un effet satis-

faction dans l'emploi. Les personnes les plus satisfaites dans leur emploi choisissent en effet les âges les plus élevés. Or elles sont aussi plus nombreuses parmi les employés à haut salaire.

Les personnes dont l'épargne constituera une part importante des revenus après le départ à la retraite choisissent un âge plus tardif de 0,6 an en moyenne. L'épargne est liée au niveau de revenu, ce qui renvoie à l'explication ci-dessus.

La composition familiale a aussi un impact sur les choix déclarés ; ainsi les personnes sans conjoint choisissent un âge plus tardif d'une demie année par rapport aux personnes qui ont un

ENCADRÉ 3 ●

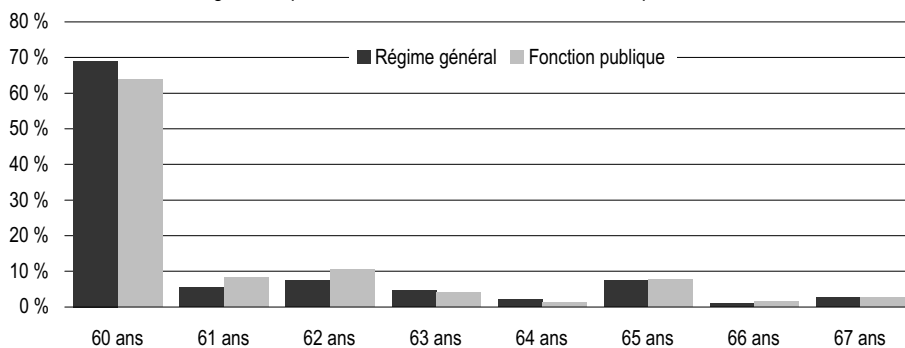
ÂGE DE DÉPART CHOISI ET NIVEAU DE PENSION
(QUESTION 43)

Supposons que vous ayez le choix de partir aux âges suivants, avec un niveau de pension variable correspondant à une durée de carrière plus ou moins longue. Laquelle de ces options aurait votre préférence ?

1. Partir à 60 ans avec une pension de XX euros, soit YY francs.
2. Partir à 61 ans avec une pension de XX euros, soit YY francs.
3. Partir à 62 ans avec une pension de XX euros, soit YY francs.
4. Partir à 63 ans avec une pension de XX euros, soit YY francs.
5. Partir à 64 ans avec une pension de XX euros, soit YY francs.
6. Partir à 65 ans avec une pension de XX euros, soit YY francs.
7. Partir à 66 ans avec une pension de XX euros, soit YY francs.
8. Partir à 67 ans avec une pension de XX euros, soit YY francs.

GRAPHIQUE 3 ●

l'âge de départ choisi relativement au niveau de la pension attendu



Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

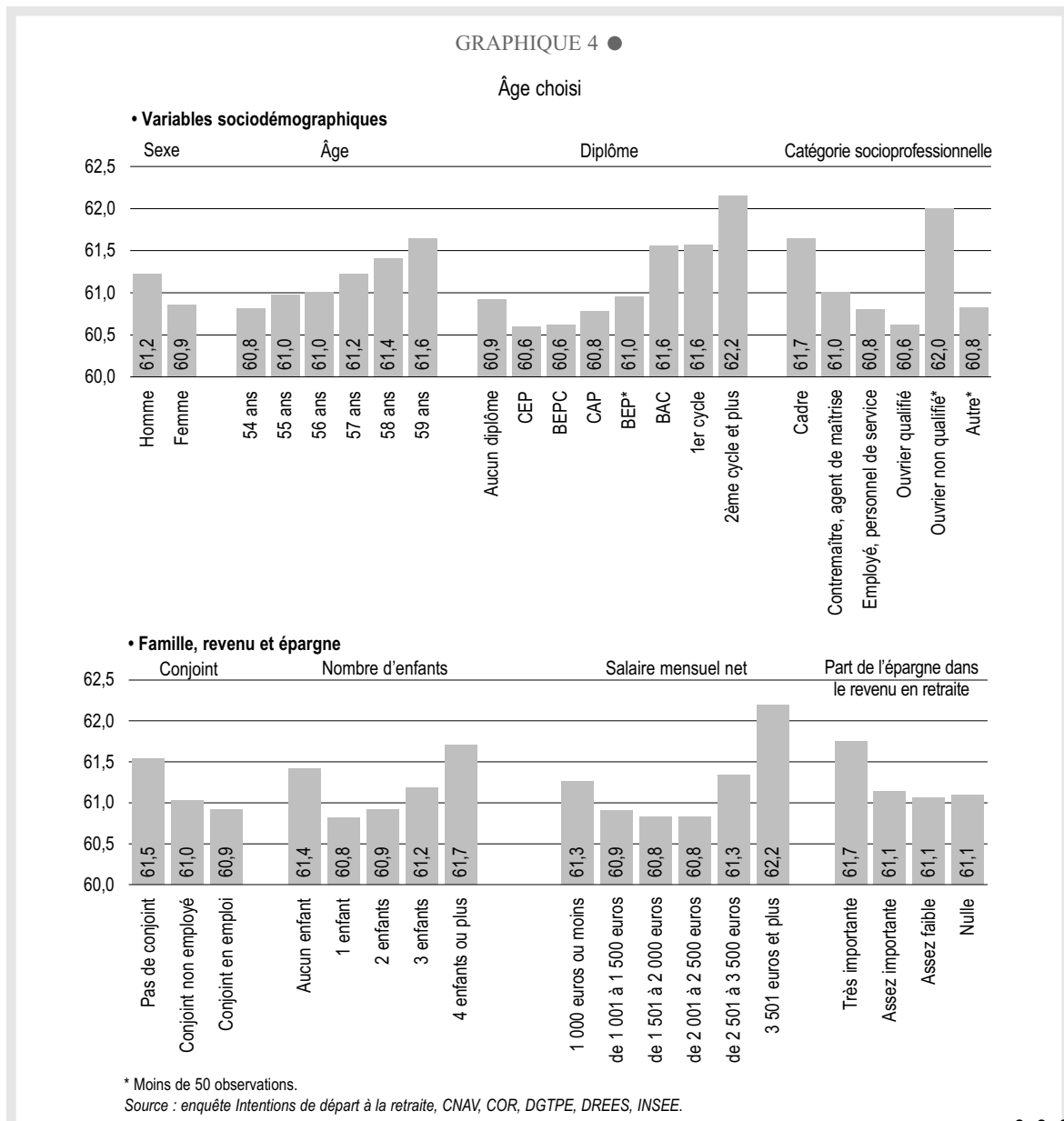
16. De nombreux répondants aimeraient partir en retraite avant 60 ans, ce qui ne leur est pas permis dans le cadre de la question 43, si bien que l'âge moyen observé est très certainement surestimé.

17. L'échantillon utilisé ici est de taille plus importante que pour l'analyse des questions 38 et 39 (966 individus). En effet, la réduction plus importante pour ces deux questions était principalement due à l'absence de réponse à la question relative au taux de remplacement qui interdisait de poser les questions 38 et 39. Cette information n'était pas nécessaire à la formulation de la question 43.

conjoint qu'il soit ou non en emploi. En outre, l'âge choisi croît avec le nombre d'enfants ; les salariés qui n'en ont eu aucun choisissent un âge relativement tardif (61,4 ans contre 60,8 ans pour ceux qui ont eu un seul enfant).

L'état de santé semble avoir un impact appréciable sur les choix. Les personnes se déclarant en très bonne santé choisissent un âge plus tardif, de même que celles qui n'ont eu aucun arrêt de travail pour des raisons de santé au cours des cinq années précédant l'enquête. L'âge choisi décroît quant à lui avec la fréquence à laquelle les gens se fatiguent vite, ressentent des douleurs physiques, se sentent découragés, se sentent nerveux ou ont des difficultés à se concentrer (d'environ 0,5 an) et

avec la fréquence et l'ampleur des arrêts de travail récents. Les caractéristiques physiques ont un impact plus marqué que les caractéristiques psychologiques, à l'exception du sentiment de découragement. Ainsi, ceux qui ont rarement ou qui n'ont jamais de douleurs physiques choisissent un âge de respectivement 61,5 ans et 61,4 ans contre 61,0 ans pour ceux qui en ont de temps en temps et 60,8 ans pour ceux qui déclarent en avoir souvent. Toutefois, les personnes qui déclarent avoir souvent un problème de santé, quel qu'il soit, choisissent toujours en moyenne, un âge plus précoce. Par ailleurs, les personnes qui n'ont pas exercé un métier physiquement pénible choisissent un âge plus tardif de 0,3 an.



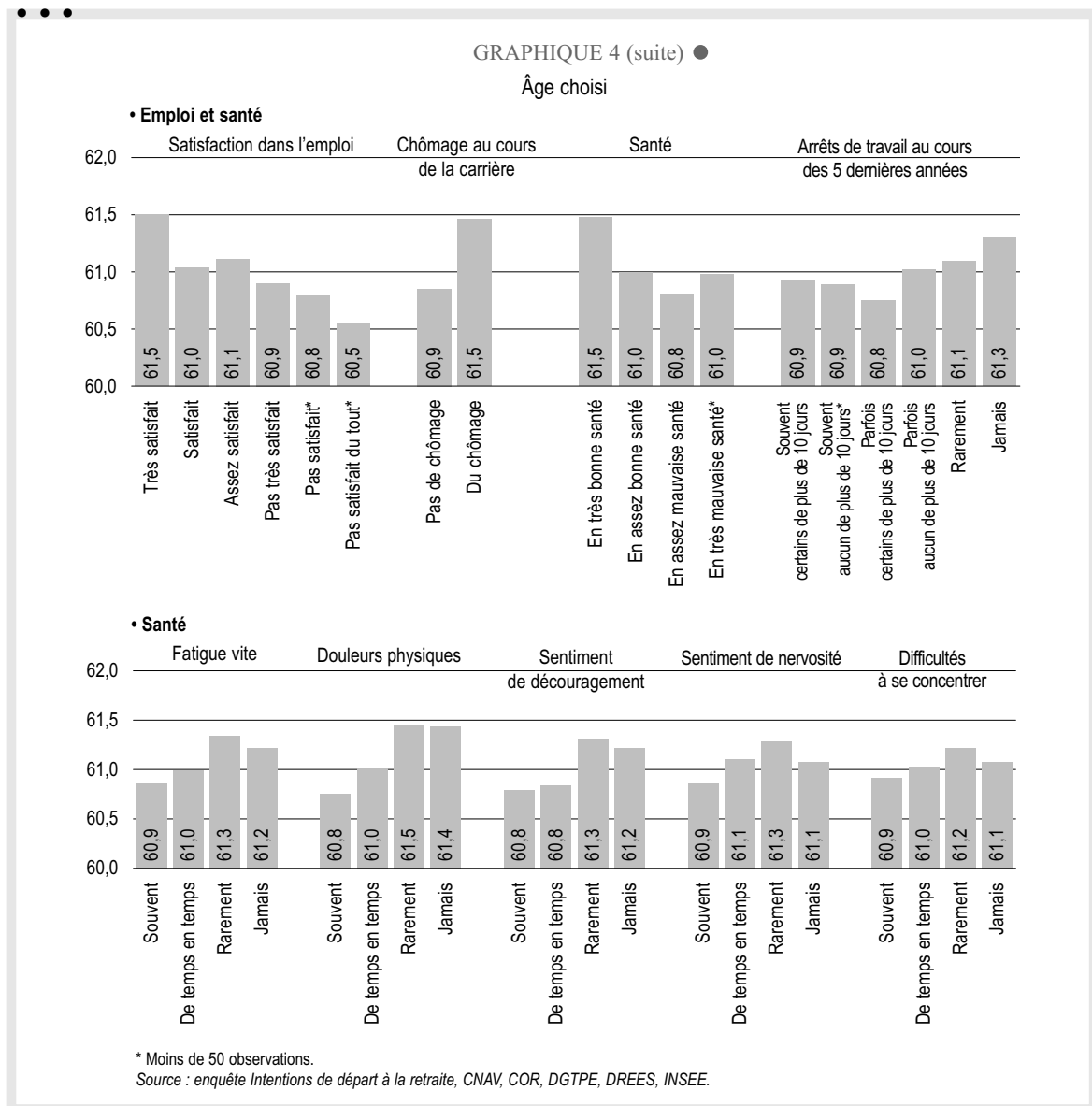
Les salariés ayant connu le chômage choisissent un âge plus tardif de 0,6 an, tandis que ceux qui disent éprouver des craintes pour leur emploi choisissent un âge plus tardif de 0,4 an.

Par ailleurs, même s'il n'est pas possible de comparer directement les deux variables d'âge de départ souhaité et d'âge de départ envisagé et la réponse aux incitations financières correspondant à la question 43, dans la mesure où, comme mentionné plus haut, cette dernière restreint le champ des réponses aux âges entre 60 et 67 ans, on observe que l'âge choisi lorsque les éléments financiers sont explicitement pris en compte croît avec l'âge

de départ souhaité « dans l'idéal » et avec l'âge de départ envisagé (Rapoport, 2006).

Finalement, les personnes qui se voient appliquer une pénalisation (un taux de dépréciation entre 60 et 65 ans par rapport à la pension à 65 ans) ou une bonification (un taux d'appréciation entre 65 et 67 ans par rapport à la pension à 65 ans) élevée¹⁹ choisissent aussi un âge plus tardif.

D'autres variables comme avoir vécu des changements professionnels récents ou posséder un autre logement ou des produits d'épargne à long terme paraissent ne pas avoir d'effets pour les salariés du régime général.



19. Pour 91,9 % des répondants, le taux d'appréciation, appliqué après 65 ans est de 3 % ; il est de 6 % pour 4,4 % des répondants et de 10 % pour 3,7 % d'entre eux. La pénalisation appliquée avant 65 ans présente plus de variabilité : 48,6 % ont un taux de 3 %, 29,2 % un taux de 4 %, 5,4 % un taux de 5 %, 12,6 % un taux de 7 % et 4,2 % un taux de 10 %.

L'âge de départ choisi paraît dépendre des éléments financiers, mais aussi d'autres facteurs comme la santé et la satisfaction dans l'emploi

Comme cela a été signalé, les différents facteurs étudiés ne sont généralement pas indépendants. Une analyse multivariée permet de remédier en partie à cet inconvénient.

La variable modélisée (l'âge de départ choisi) possède une structure particulière ; seuls certains âges de départ sont proposés, ce qui limite les choix des répondants, alors que les âges de départ envisagés ou souhaités sortent largement de l'intervalle 60-67 ans. Les personnes interrogées sont donc censurées dans leurs réponses. En outre, les âges proposés sont espacés d'une année, alors que les décisions individuelles sont probablement plus continues.

Cette section propose deux approches permettant de prendre partiellement en compte ces caractéristiques : d'une part, une régression par intervalle qui suppose que la variable est continue sur l'intervalle 60-67 ans mais qu'elle est censurée à 60 ans et à 67 ans, c'est-à-dire que les points d'accumulation à ces âges sont dus en partie au fait que certaines personnes auraient choisi un âge inférieur à 60 ans ou supérieur à 67 ans si le choix leur en avait été laissé ; d'autre part, un modèle probit ordonné qui considère la variable d'intérêt comme une variable qualitative mais ordonnée.

Par ailleurs, l'effet du taux de pénalisation ou de bonification employé est difficilement séparable des effets du nombre de trimestres validés et du revenu du travail puisque ces deux variables, avec le statut de cadre ou de non-cadre, sont utilisées pour construire le taux de pénalisation. Pour cette raison, deux spécifications ont été testées, l'une incluant l'ensemble de ces variables parmi les variables explicatives, l'autre n'incluant que la variable de taux de pénalisation, considérée ici comme une variable continue.

Le tableau 6 présente les résultats des estimations du modèle de probit ordonné²⁰. Les résultats du modèle de régression par intervalle sont très proches qualitativement, c'est-à-dire en termes de signe (sens de l'effet) et de niveau de significativité des coefficients²¹.

Le niveau de pénalisation accroît significativement la probabilité de choisir un âge de départ élevé, c'est-à-dire que plus la pension croît, à la marge, après 60 ans, plus les individus choisissent, en moyenne, un âge de départ élevé. Lorsque l'on inclut parmi les

variables explicatives du modèle le niveau de revenu et le nombre de trimestres validés à 60 ans, les estimations montrent que le revenu n'a pas d'effet significatif, alors que le nombre de trimestres validés réduit la probabilité de choisir un âge élevé (significatif au seuil de 5 %). Si l'on omet ces deux variables, la variable de pénalisation a un effet nettement plus marqué (colonnes 2 et 3 du tableau 6) que lorsqu'elles sont incluses (colonne 1). Ceci suggère que même si les effets de ces différentes variables ne sont pas aisément séparables, le taux de pénalisation appliqué a bien un effet positif et significatif.

Les hommes et les femmes choisissent le même âge, que l'on tienne ou non compte du nombre de trimestres validés et du niveau de salaire, c'est-à-dire, indirectement, des caractéristiques de la carrière. Les plus diplômés choisissent un âge plus tardif, ce qui pourrait être attribué à des préférences différentes, puisque l'on raisonne toutes choses égales par ailleurs, notamment en tenant compte du nombre de trimestres validés et du revenu, mais aussi de la satisfaction dans l'emploi. Les plus diplômés ayant, en moyenne, une espérance de vie plus élevée, ils pourraient être enclins à reculer plus facilement leur départ afin d'acquiescer une pension plus importante

ENCADRÉ 4 ●

ÂGE DE DÉPART CHOISI ET NIVEAU DE PENSION DANS LA FONCTION PUBLIQUE

Dans l'ensemble, les coefficients estimés pour la fonction publique sont de même signe et souvent de même ampleur que pour les salariés du secteur privé. En revanche, le taux de pénalisation n'a pas d'effet significatif (la faible taille de l'échantillon et la très faible variabilité sur le taux de pénalisation peuvent accroître les problèmes d'identification des effets de ses variables). Les variables mesurant l'état de santé et le fait d'avoir connu des périodes d'inactivité n'ont pas d'effet dans la fonction publique. Le nombre d'enfants, à la différence de ce qui est observé dans le régime général n'a pas d'effet significatif, tandis que le fait d'avoir un conjoint, qu'il travaille ou non, réduit significativement l'âge choisi. Le revenu a quant à lui un effet positif sur l'âge choisi. En revanche, le fait de posséder soit des produits d'épargne, soit un autre logement que le logement principal conduit à choisir un âge plus précoce. Ceci suggère que, dans la fonction publique, la possession de ressources additionnelles de revenu a un effet plus marqué que les éventuelles pénalisations ou bonifications appliquées à la pension. Enfin, les personnes qui ont exercé un métier physiquement pénible choisissent un âge plus précoce, comme dans le régime général, mais, paradoxalement, celles qui ont exercé un métier psychologiquement usant choisissent un âge plus tardif.

20. Les choix 66 et 67 ans ont été regroupés en raison du faible nombre de répondants ayant choisi 66 ans.

21. D'autres approches sont possibles : il est en particulier possible d'estimer la variable d'âge choisi à l'aide d'un modèle dit « de durée », comme le modèle de Cox.

puisqu'ils en profiteront, en moyenne, plus longtemps. Par ailleurs, les personnes qui ont connu le chômage choisissent plus souvent un âge tardif. Puisque l'on tient compte de la durée de la carrière et du taux de pénalisation/bonification, il se peut que ce choix reflète indirectement l'effet de l'amélioration du salaire moyen qui servira de référence à la pension que permet le choix d'un âge de départ plus tardif, dans la mesure où les périodes de chômage ont pour effet de dégrader le salaire de référence (Colin et Mette, 2003). Enfin, un nombre d'enfants important accroît aussi la probabilité de choisir un âge de départ élevé.

Parmi les facteurs qui conduisent à choisir un âge plus précoce, figurent ceux liés à la satisfaction dans l'emploi, la santé, le statut conjugal et les craintes pour l'avenir. Ainsi, les personnes qui ne sont pas satisfaites de leur emploi, celles qui ont exercé un métier pénible physiquement ou psychologiquement, celles qui se déclarent en mauvaise ou très mauvaise santé et dans une moindre mesure en assez bonne santé, en comparaison des répondants se déclarant en bonne santé, ainsi que celles qui ne craignent pas du tout pour leur avenir choisissent un âge plus tardif. Enfin, celles qui ont un conjoint, qu'il soit en emploi ou non, choisissent un âge plus précoce.

TABLEAU 6 ●

analyse multivariée : âge de départ choisi en fonction du montant de la pension
Modèles probit ordonné¹

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Femme	-0,26**	-0,31***	-0,20*
Salaire	0,04	-	-
Âge	0,10***	0,11***	0,13***
Âge de départ envisagé	0,07***	0,07***	-
Taux de dépréciation	0,08*	0,14***	0,16***
Trimestres validés à 60 ans	-0,01*	-	-
Diplôme			
Bac et université	0,40***	0,46***	0,56***
CAP-BEP	0,07	0,08	0,10
BEPC-CEP-aucun		Référence	
Pas satisfait de l'emploi actuel	-0,22*	-0,23*	-0,26*
Conjoint			
Conjoint en emploi	-0,17	-0,18	-0,31**
Conjoint non employé	-0,22	-0,22	-0,33**
Sans conjoint		Référence	
Propriétaire du logement principal	-0,12	-0,12	-0,14
Propriétaire d'un autre logement	-0,11	-0,09	-0,11
Santé			
Se déclare en :			
• assez ou très mauvaise santé	-0,30	-0,30	-0,37**
• assez bonne santé	-0,27**	-0,26**	-0,26**
• très bonne santé		Référence	
A des produits d'épargne à long terme	-0,09	-0,08	-0,01
A connu des périodes de chômage	0,18*	0,18*	0,24**
Prévoit d'avoir des personnes à charge	0,05	0,06	0,10
Ne craint pas du tout pour son emploi	-0,34***	-0,33***	-0,40***
A exercé un métier pénible physiquement	-0,33***	-0,34***	-0,26**
A exercé un métier pénible psychologiquement	-0,18*	-0,17*	-0,20**
Prévoit une activité pendant la retraite	-0,18	-0,16	-0,16
A eu des arrêts de travail pour santé			
Souvent	-0,06	-0,05	-0,05
Parfois	0,06	0,04	0,01
Rarement ou jamais		Référence	
Nombre d'enfants élevés	0,08*	0,08*	0,13***

1. On estime aussi un ensemble de paramètres de seuil correspondant à des constantes.
* significatif au seuil de 10 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; *** significatif au seuil de 1 %.

Champ : salariés du régime général âgés de 54 à 59 ans ; 966 observations.

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE.

Si l'on inclut dans les estimations l'âge de départ envisagé parmi les variables explicatives, on observe que l'âge de départ choisi en fonction des incitations financières croît significativement avec cette variable. De la même façon, il croît avec l'âge de départ souhaité. Toutefois, l'introduction de l'un ou l'autre de ces deux variables d'âge ne modifie pas en substance les effets des autres facteurs explicatifs.

L'analyse confirme donc que les incitations financières semblent avoir un effet sur le choix de l'âge de départ en retraite, mais que d'autres facteurs jouent aussi significativement, en particulier l'état de santé déclaré, le fait d'avoir un conjoint et d'être satisfait de son emploi, même lorsque l'on a tenu compte du niveau de revenu et d'éléments d'arbitrage financier (les taux de pénalisation et de bonification de la pension). Dans l'ensemble, le sens des effets est conforme à l'intuition. Ainsi, dès lors que l'on a tenu compte du taux d'appréciation de la pension entre 60 et 67 ans, ce sont les personnes ayant peu de contraintes familiales, en bonne santé, satisfaites de

leur emploi, ayant une carrière plutôt moins longue que les autres, n'ayant pas exercé de métier dangereux qui choisissent un départ plus tardif. Ces conclusions doivent toutefois être prises avec une certaine prudence dans la mesure où, d'une part, il ne s'agit ici que des intentions des personnes interrogées, et où, d'autre part, de nombreuses variables, en particulier les montants de pension, ne sont à ce stade qu'imparfaitement évaluées. ■

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Colin C., Mette C., 2003, « Impact des différents aléas de carrière sur les retraites : inactivité, chômage, travail à temps partiel et préretraite », *Retraite et Société*, 14: 22-50.
- Conseil d'orientation des retraites (COR), 2001, *Retraites : renouveler le contrat social entre les générations. Premier rapport, Paris, La Documentation française*, <http://www.cor-retraites.fr/article25.html>.
- Rapoport B., 2006, « Les intentions de départ à la retraite des salariés du privé âgés de 54 à 59 ans », *Études et Résultats*, n° 478, mars, DREES.

L'ENQUÊTE INTENTIONS DE DÉPART À LA RETRAITE

CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE

OBJECTIFS DE L'ENQUÊTE : LES GRANDS VOILETS DU QUESTIONNAIRE

La loi du 21 août 2003 portant réforme des retraites a largement modifié les paramètres du mode de calcul des pensions, en particulier dans le régime général et dans la fonction publique. Dans ce contexte, la Caisse nationale d'assurance vieillesse (CNAV), le secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites (COR), la Direction générale du Trésor et de la politique économique (DGTPE) du ministère de l'Économie et des Finances, la Direction de la recherche, des études et des évaluations statistiques (DREES), l'Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE) et le service de la communication du ministère de l'Économie et des Finances (SIRCOM) se sont associés afin de collecter un certain nombre d'informations sur les intentions et les comportements des futurs retraités. L'enquête, qui s'est déroulée entre décembre 2004 et février 2005, a été conduite, par quotas, par l'institut de sondage IPSOS. Le champ de l'enquête était constitué de cotisants du régime général et de la fonction publique. Les personnes étaient interrogées sur leur formation, leur situation professionnelle et familiale ; ces informations étaient aussi collectées pour leur conjoint, le cas échéant. Les personnes étaient ensuite questionnées sur leurs conditions de travail et leur satisfaction dans l'emploi, sur leur état de santé, leurs revenus et leur épargne. En outre, des questions portaient sur leurs intentions et souhaits de départ en retraite, ainsi que sur leur niveau d'information concernant le système de retraite et leur propre situation. Enfin, plusieurs questions s'efforçaient de déterminer la sensibilité des choix de départ en cas de variations du niveau de pension perçu.

LE CHAMP DE L'ENQUÊTE : DES INDIVIDUS ÂGÉS DE 54 À 59 ANS EN EMPLOI FIN 2004

L'échantillon compte 1 004 actifs occupés en novembre 2004 cotisant au régime général au moment de l'enquête, âgés de 54 à 59 ans et ayant validé au moins 100 trimestres au régime général. L'échantillon comprend des monopensionnés et des polypensionnés. Pour des raisons pratiques, afin de réduire la dispersion géographique, seules huit régions ont été retenues (Île-de-France, Nord - Pas-de-Calais, Lorraine, Pays de la Loire, Bourgogne, Rhône-Alpes, Aquitaine et Provence - Alpes - Côte d'Azur). Chacun des âges de 54 à 59 ans représente 15 % de la population enquêtée, à l'exception des 58 ans qui comptent pour 25 % de la population. La sur-représentation des personnes âgées de 58 ans était dictée par le fait que les cotisants du régime général ont le plus souvent reçu à 58 ans un relevé de carrière. Ces personnes disposent donc généralement d'une meilleure information quant à leurs droits validés.

Les critères de tirage de l'échantillon impliquent que la population enquêtée est particulière à plusieurs titres, si on la compare à l'ensemble des personnes ayant cotisé au régime général. D'une part, on sélectionne des personnes ayant une carrière relativement longue au régime général ; en particulier, les femmes qui ont eu une carrière courte sont écartées. D'autre part, l'échantillon inter-régimes (EIR) des retraités a permis de montrer que la part des individus en emploi parmi ceux qui étaient en emploi ou au chômage à 54,5 ans décroît très nettement avec l'âge entre 54,5 ans et 59 ans¹. Il en résulte que les assurés enquêtés ont connu moins fréquemment le chômage que l'ensemble de la population. Ce phénomène s'accroît avec l'âge, puisque le retour à l'emploi pour les actifs connaissant le chômage après 55 ans est très peu fréquent. Sont aussi écartés de l'analyse les préretraités. Parmi les plus âgés, ceux qui ont bénéficié des mesures de retraite anticipée sont aussi exclus.

1. Colin C., Iéhlé V., MahieuRP., 2000, « Les trajectoires de fin de carrière des salariés du secteur privé », *Dossiers solidarité et santé*, n°3, DREES.

De manière générale, de par la nature de l'échantillon, les personnes qui ont quitté, pour une raison ou pour une autre, le marché du travail sont écartées du champ de l'enquête. La sélection est de plus en plus marquée avec l'âge, ce qui introduit des biais de plus en plus importants avec l'âge sur les variables susceptibles de déterminer la sortie du marché du travail (phénomène de sélection dynamique). L'échantillon comprend également 400 cotisants de la fonction publique, sélectionnés selon les mêmes critères.

CARACTÉRISTIQUES DE LA POPULATION INTERROGÉES

cadrage par rapport à la population de cotisants à la CNAV

Les critères de sélection de la population du régime générale interrogée conduisent à définir une population particulière au regard des situations professionnelles, des durées de carrière, des possibilités de choix de départ et aussi des droits à la retraite. Les personnes interrogées étaient des assurés :

- âgés de 54-59 ans au moment de l'enquête (générations 1945 à 1950) ;
- encore en activité au moment de l'enquête et salariés du secteur privé ;
- ayant au moins 25 années validées au régime général à la date de l'extraction de la base de sondage (fin d'année 2004) ;
- ayant des reports issus du régime général et/ou d'un autre régime aligné².

La population répondant aux critères de sélection représente, pour les hommes, entre 18 % et 33 % des générations retenues et, pour les femmes, entre 10 % et 20 %. Cette population se compose à 62 % d'hommes et 38 % de femmes. Les caractéristiques sociodémographiques de la population interrogée sont résumées dans le tableau ci-contre.

Cette population se caractérise par de longues durées de carrière et des durées de chômage indemnisé en moyenne plus courtes. Les hommes n'appartenant pas à la population retenue ont une durée d'assurance validée dans l'ensemble des régimes correspondant environ à la moitié de la durée moyenne validée par ceux qui remplissent les critères de tirage. Pour les femmes, cet écart

2. Les régimes alignés sur la législation du régime général sont la MSA, la CANCAVA et l'ORGANIC. Dans la mesure où la carrière des assurés est complétée par les régimes alignés lorsque l'assuré atteint ses 53 ans, en ne retenant que des polypensionnés combinant régime général et régimes alignés, nous obtenons des assurés dont la carrière est relativement bien connue dans les données de la CNAV (aux périodes assimilées près liées au service militaire et aux éventuelles périodes reconnues équivalentes).

Les caractéristiques sociodémographiques de la population du régime général interrogée

Variables sociodémographiques	Avant redressement	Après redressement
Genre		
Homme	59,8	62,0
Femme	40,2	38,0
Âge		
54 ans	16,8	23,8
55 ans	16,8	22,5
56 ans	15,7	20,0
57 ans	13,5	13,5
58 ans	24,6	11,0
59 ans	12,6	9,2
Diplôme		
Aucun diplôme	14,3	15,0
CEP	17,0	16,8
BEPC	8,4	8,8
CAP	24,9	25,2
BEP	4,3	4,6
BAC	9,6	9,4
1 ^{er} cycle	6,9	5,9
2 ^e cycle et plus	14,6	14,4
CSP		
Cadre	28,9	28,5
Contremaître, agent de maîtrise	13,6	13,0
Employé, personnel de service	29,5	29,0
Ouvrier qualifié	20,1	22,1
Ouvrier non qualifié	3,8	4,0
Autre	3,9	3,3
Aucune qualification	0,3	0,2
Salaire mensuel net déclaré		
1 000 euros ou moins	11,8	10,9
de 1 001 à 1 500 euros	33,1	33,1
de 1 501 à 2 000 euros	20,9	21,9
de 2 001 à 2 500 euros	12,4	12,2
de 2 501 à 3 500 euros	12,4	12,3
3 501 euros et plus	8,5	8,4
Non déclaré	1,1	1,2
Propriétaire du logement principal		
Non	24,2	26,7
Oui (ou accédant)	75,8	73,3
Situation maritale		
Marié	74,0	74,8
En couple sans être marié	4,4	4,5
Célibataire	7,2	6,9
Divorcé	10,8	10,5
Veuf	3,6	3,3
Nombre d'enfants		
Aucun	10,8	10,2
1	21,0	21,2
2	36,8	37,4
3	19,5	19,4
4 ou plus	12,0	11,8

Source : enquête Intentions de départ à la retraite, CNAV, COR, DGTPPE, DREES, INSEE.

est encore plus accentué. En termes de période de chômage, les hommes n'appartenant pas à la population retenue ont en moyenne une durée de chômage indemnisé sur la carrière supérieure de 20 % à la population interrogée.

En ce qui concerne les niveaux de salaires, les assurés appartenant à la population interrogée ont des salaires, en 2000 et 2002, en moyenne plus élevés que les autres assurés de leur génération, en nous limitant ici aux salaires perçus en tant que salarié du régime général. Parmi les hommes percevant un salaire sur l'année 2000, ceux qui répondent aux critères de sélection ont un salaire, en moyenne, supérieur de 50 % à 70 %. Pour les femmes, les salaires de la population enquêtée représentent, en moyenne, le double du salaire moyen perçu par les autres femmes de leur génération ayant également un salaire sur l'année.

La population concernée par l'enquête Intentions de départ à la retraite est donc une population particulière se caractérisant par son activité à un âge proche de la retraite, des carrières relativement longues comparativement aux autres assurés de leur génération, ainsi que des niveaux de rémunération en fin de carrière plus élevés. Ces caractéristiques font que les réponses obtenues dans le cadre de cette enquête ne sauraient être généralisées.

La sélection dynamique

Si l'échantillon interrogé possède des caractéristiques particulières, il faut garder présent à l'esprit que certaines de ces caractéristiques étant liées à l'âge, ce phénomène de sélection dépend lui aussi de l'âge du répondant et est donc dynamique. Ce point est particulièrement important lorsque l'on compare entre elles les générations. En particulier, la probabilité de connaître un problème de santé important en fin de carrière et d'interrompre son activité pour cette raison augmente avec l'âge. Ainsi, puisque l'on interroge des personnes en emploi, non seulement l'état de santé moyen des personnes enquêtées est certainement meilleur que celui de l'ensemble de la population, dans la mesure où l'on n'interroge pas les personnes ayant interrompu leur activité pour raison de santé, mais ce phénomène s'accroît avec l'âge du répondant.

QUELQUES RAPPELS SUR LE MODE DE CALCUL DE LA PENSION DANS LE RÉGIME GÉNÉRAL

La retraite de base versée par le régime général

Dans le cas de la retraite de base versée par le régime général, le calcul de la pension se fait globalement de la façon suivante :

$$\text{Pension de base} = (\text{durée validée/durée de proratisation}) \times \text{Taux de liquidation} \times \text{Salaire annuel moyen}$$

Le taux de liquidation est au maximum de 50 % et au minimum de 25 %³. Le taux plein (50 %) est atteint dès lors que l'assuré réunit la durée d'assurance tous régimes nécessaire, qu'il est âgé de 65 ans lorsqu'il demande sa retraite ou qu'il est déclaré inapte ou invalide.

Le salaire annuel moyen (SAM) correspond à la moyenne des 25 meilleurs salaires plafonnés⁴, revalorisés selon un indice fixé par décret. Le produit du taux de liquidation et du SAM est ensuite proratisé en fonction de la durée d'assurance effectuée au sein du régime, afin de rendre la pension proportionnelle à cette durée. Cet élément est donc majeur pour bien évaluer la pension versée par le régime de base à deux titres : du fait de la proratisation de montant selon la durée et surtout pour la détermination du taux de liquidation. Le fait de ne pas atteindre la durée d'assurance nécessaire pour avoir le taux plein est pénalisant pour l'assuré en matière de niveau de pension, à moins que celui-ci puisse l'obtenir à d'autres titres (âge ou inaptitude/invalidité).

Éléments sur les décotes et surcotes

Un coefficient de réduction est appliqué à la pension pour les personnes ne remplissant pas les conditions d'obtention du taux plein (décote). Avant la réforme d'août 2003, ce coefficient était de 2,5 % par trimestre manquant, soit 10 % par an. Après la réforme, il passera en 2013, lorsque la montée en charge sera achevée, à 1,25 % par trimestre, soit 5 % par an.

3. Ce minimum ne sera plus que de 37,5 % en 2013.

4. Avant la réforme de 1993, c'étaient les dix derniers salaires qui étaient retenus. Avec la réforme de 1993, il a été fixé que le SAM serait calculé sur la base des 25 meilleurs salaires retenus, dans la limite du plafond de la Sécurité sociale. L'augmentation du nombre de salaires pris en compte a été progressive : un salaire en plus à chaque génération. Ainsi, pour la génération 1945, 22 salaires sont retenus, pour la génération 1946, 23 salaires et pour la génération 1947, 24 salaires. À partir de 2008, le SAM sera calculé sur la base des 25

Par ailleurs, avant la réforme d'août 2003, une personne remplissant les conditions d'obtention d'une retraite complète ne retirait aucun bénéfice, en termes de pension du régime général, d'un prolongement de son activité, hors effets éventuels sur le SAM servant de référence à la pension. Après la réforme, la pension sera augmentée de 3 % par année supplémentaire d'activité, au-delà de 60 ans et de la durée nécessaire pour avoir le taux plein (0,75 % par trimestre)⁵.

Pour illustrer les effets de la réforme relativement à ces deux paramètres, on supposera ici que le SAM n'est pas modifié par l'allongement de la carrière.

Avant la réforme d'août 2003, un cotisant de la génération 1943 liquidant en 2003 (à 60 ans) devait avoir validé 160 trimestres pour avoir le taux plein. Par ailleurs, le coefficient de proratisation de la pension (permettant de déterminer si sa pension est complète) était rapporté à une durée de 150 trimestres.

- Avec 160 trimestres, la pension de cette personne était donc de $0,5 \times \text{SAM}$.
- Avec 156 trimestres, soit une année de moins, elle était de $0,5 \times (1 - 0,10) \times \text{SAM} = 0,45 \times \text{SAM}$.
- Avec 164 trimestres, soit une année de plus, elle était de $0,5 \times \text{SAM}$.

Après la réforme d'août 2003, un cotisant de la génération 1953 liquidant en 2013 (à 60 ans) devra avoir validé 164 trimestres pour avoir le taux plein⁶. Par ailleurs, le coefficient de proratisation de la pension (permettant de déterminer si sa pension est complète) sera rapporté à une durée de 164 trimestres.

- Avec 164 trimestres, la pension de cette personne sera de $0,5 \times \text{SAM}$.
- Avec 160 trimestres, soit une année de moins, elle sera de $0,5 \times (1 - 0,05) \times \text{SAM} \times (160/164) = 0,475 \times \text{SAM} \times (160/164) = 0,463 \times \text{SAM}$.
- Avec 168 trimestres, soit une année de plus, elle sera de $0,5 \times (1 + 0,03) \times \text{SAM} = 0,515 \times \text{SAM}$.

5. Lors de la conférence pour l'emploi des seniors de juin 2006, le gouvernement a annoncé une mesure en vue de rendre ce dispositif de surcote plus incitatif. L'hypothèse envisagée consisterait à augmenter le taux de surcote à 1 % par trimestre après la première année de surcote, et à 1,25 % pour tout trimestre cotisé au-delà du taux après 65 ans.

6. On a choisi volontairement, dans les deux cas, des personnes remplissant les conditions d'obtention du taux plein afin de neutraliser l'allongement de la durée d'assurance prévu par la loi d'août 2003.



FINIS DE CARRIÈRE ET DÉPARTS À LA RETRAITE : L'APPORT DES MODÈLES DE DURÉE

*Thierry MAGNAC**, *Benoît RAPOPORT*** et *Muriel ROGER****

* Université de Toulouse (GREMAQ et IDEI)

** Ministère de l'Emploi, de la Cohésion sociale et du Logement
Ministère de la Santé et des Solidarités - DREES

*** INRA - Paris Jourdan

Les fins de carrière des salariés français sont de plus en plus diversifiées. En particulier depuis une vingtaine d'années, le passage par la préretraite, le chômage ou l'inactivité après 55 ans est devenu de plus en plus fréquent. Ces aléas de carrière sont susceptibles d'avoir un effet sur le niveau de la pension de retraite perçue par les salariés à travers la durée d'assurance qu'ils parviennent à cotiser ou leur salaire de référence, et peuvent donc influencer sur leur choix de la date de liquidation des droits à pension. Les modèles de durée permettent d'étudier l'effet de ces aléas sur la date de départ à la retraite. En utilisant les données de l'Échantillon interrégimes de retraités de 1997 (EIR 1997), cette étude montre que les accidents de carrière (chômage et préretraite) intervenus entre 54 et 60 ans tendraient à accélérer le passage à la retraite des salariés du secteur privé de la génération 1930 qui étaient encore en emploi à 54 ans. L'effet est d'autant plus marqué que ces accidents arrivent tôt.

Au-delà de la baisse des taux d'activité aux âges élevés observée en France comme dans de nombreux pays de l'OCDE (Organisation de coopération et de développement économiques), un phénomène nouveau a émergé dans les années récentes : la diversité des fins de carrières. Les travaux récents de Cloarec (2000), Colin *et al.* (2000) ou Bommier *et al.* (2003) aboutissent, à partir de sources de données différentes, à une même conclusion : même si le passage direct de l'emploi à la retraite reste le parcours le plus fréquent en France, les fins de carrière sont de plus en plus heurtées. De plus en plus de salariés du secteur privé transitent par un voire plusieurs épisodes de chômage ou par un épisode de préretraite avant la liquidation de leurs droits à pension.

UNE QUESTION IMPORTANTE : L'IMPACT DES FINIS DE CARRIÈRES DE PLUS EN PLUS HEURTÉES SUR LES DÉPART À LA RETRAITE

Comme le soulignent Colin et Mette (2003) ou Raynaud (2004), ces différents aléas de carrières se répercutent sur le montant des retraites. En effet, ces auteurs montrent que, dès lors qu'une carrière est affectée par un *aléa*, le taux de remplacement des revenus d'activité par la pension diminue par rapport à la situation à l'issue d'une carrière complète. Les incitations déterminant les décisions individuelles de liquidation des droits à la retraite sont ainsi modifiées. Le passage par une période de chômage, de préretraite ou d'inactivité pourrait inciter les salariés âgés à retarder la date de liquidation de leurs droits à pension, afin d'atténuer l'impact de tels épisodes sur le taux de remplacement. Il faut toutefois prendre en compte la réduction des taux de décote prévue par la réforme des retraites d'août 2003, qui pourrait inciter tous les assurés à partir plus tôt. Mais ce mécanisme risque de jouer plus fortement pour les chômeurs, dans la mesure où ils n'améliorent le niveau de leur pension qu'au travers de la durée

d'assurance validée, tandis que la majorité des salariés accroissent leur salaire de référence servant de base au calcul de la pension. D'une façon générale, les personnes en emploi disposent d'un peu plus de souplesse dans le choix de la date de départ à la retraite, dans la mesure où les personnes remplissant les conditions d'obtention du taux plein peuvent, avec l'accord de leur employeur¹, différer leur départ, ce qui n'est pas le cas des préretraités ou des chômeurs.

Cette étude porte précisément sur l'impact des événements de carrière sur la date de liquidation des droits à la retraite des salariés. Dans le contexte actuel d'un allongement de la durée de cotisation nécessaire à l'obtention d'une retraite à taux plein, la réponse à cette question présente deux intérêts principaux. D'une part, elle permet d'estimer les modifications de l'offre de travail en fonction des incitations financières, au moins pour les populations soumises à de tels risques, et d'en mesurer les conséquences financières. D'autre part, la liquidation tardive des droits à la retraite par des personnes en situation de chômage indemnisé entraîne par exemple, comme le soulignent Colin *et al.* (2000), un report de charges des régimes de retraite vers l'assurance chômage. Une liquidation plus précoce implique en revanche le versement d'une pension certes plus faible, mais sur une période plus longue, avec un bilan intertemporel incertain pour les régimes de retraite.

LA NÉCESSITÉ DE PRENDRE EN COMPTE LA DATE À LAQUELLE SURVIENNENT LES ACCIDENTS DE CARRIÈRE

Des analyses descriptives permettent d'avoir un aperçu des effets des caractéristiques individuelles et du déroulement de la carrière sur le choix de la date de départ à la retraite. Il est toutefois bien connu que de telles analyses ne permettent pas de distinguer clairement les effets de chaque facteur explicatif. C'est pourquoi on recourt généralement à des analyses multivariées qui permettent de raisonner toutes choses égales par ailleurs. Nous nous intéressons ici à la décision de liquider ses droits à pension et, de

façon plus large, à la transition vers l'état de retraité. Dans ce cas, ce n'est pas seulement la date ou l'âge de départ à la retraite qui nous intéresse, mais aussi la durée de l'épisode d'activité avant le départ ou la probabilité qu'une personne choisisse de liquider ses droits à pension à la période suivante, sachant qu'elle est restée en activité jusqu'à un âge donné. Pour répondre à ces questions, il est important de prendre en compte la dimension temporelle des données, ce qui rend difficile l'utilisation des modèles de régression standards. En effet, les variables explicatives les plus importantes que nous considérerons varient au cours du temps. De plus, dans de nombreux cas, les observations sont effectuées en cours de réalisation du processus et donc, dans notre cas, avant que l'ensemble des personnes observées n'ait liquidé leur droit à pension. Il se pose alors un problème de censure qui entraîne un biais dans l'estimation des paramètres². En revanche, les modèles de durée sont particulièrement bien adaptés à l'examen de ce type de problème³. Cet article vise à illustrer leur apport dans l'étude de l'impact du passage par le chômage ou la préretraite sur la date de départ à la retraite.

L'article est organisé de la façon suivante. Les données issues de l'appariement des fichiers administratifs sur les retraites, les salaires et les allocations de chômage et de préretraite sont présentées dans une première section. Compte tenu des particularités du système de retraite français et des fortes incitations au départ à la retraite à 60 ans qu'il offre, il est difficile de mettre en évidence les effets des incitations financières sur le comportement des salariés lors de leur départ à la retraite. Nous nous attacherons donc dans la deuxième section à montrer l'existence de comportements de départ en retraite différenciés selon les trajectoires de fin de carrière. La troisième section sera consacrée à une présentation très générale des modèles de durée et à la description d'un modèle de durée appliqué à l'étude de l'impact des passages en chômage, préretraite et autre statut sur la date de liquidation des droits à la retraite. Les résultats de l'estimation de ce modèle et les conclusions de notre étude seront donnés dans la quatrième section.

1. Depuis la réforme des retraites d'août 2003, les entreprises ne peuvent théoriquement plus demander à leurs salariés de partir à la retraite avant 65 ans. Cependant, dans de nombreuses branches professionnelles, des accords dérogatoires rendent cette mesure inopérante.

2. La censure des informations pourrait être traitée par l'estimation de modèles qualitatifs de panel, comme le modèle logistique, donnant les probabilités de partir à la retraite à chaque âge. Mais l'estimation de ces modèles est plus difficile à mettre en œuvre que les modèles de durée.

3. Avant d'être utilisés par les économistes, ces modèles ont été développés et largement appliqués par les physiciens, par exemple pour étudier la durée de vie des composants électriques et électroniques, mais aussi dans le cadre de la recherche biomédicale, pour étudier par exemple la survie des patients après une opération, ou encore l'effet d'un traitement.

DES DONNÉES ADMINISTRATIVES PERMETTANT DE RETRACER LES DERNIÈRES ANNÉES AVANT LE PASSAGE À LA RETRAITE

Les données utilisées sont extraites de l'Échantillon interrégimes des retraités (EIR) de la DREES de l'année 1997, apparié aux données de salaires des déclarations annuelles de données sociales (DADS) et aux données sur les allocations chômage et les préretraites de l'Unedic (Union nationale pour l'emploi dans l'industrie et le commerce). Ces données fournissent des informations non seulement sur les trajectoires de fin de carrière des individus, mais aussi sur leurs droits à pension et leurs dates de liquidation. Il existe une multitude de régimes de retraite en France, dont les modes de gestion des pensions diffèrent assez fortement. Les passages par le chômage en fin de carrière concernant essentiellement les salariés du secteur privé, nous nous sommes restreints au champ des salariés du secteur privé ayant liquidé leur pension à la CNAV (Caisse nationale d'assurance vieillesse) en 1997.

À des fins de comparaison avec les études précédentes (voir Colin *et al.*, 2000 ou Blanchet et Mahieu, 2004), nous nous sommes limités à une seule génération : 1930⁴. La quasi totalité de cette cohorte a liquidé ses droits à la retraite en 1997, date d'observation. Nous disposons ainsi d'une reconstitution de la carrière, depuis janvier 1985, de cette génération. Notre objectif étant l'étude des transitions entre l'emploi et la retraite, l'échantillon a été restreint aux seuls salariés pour lesquels on observe une période d'emploi au premier trimestre 1985 – ils étaient donc âgés de 54 ans à cette date. La proportion d'hommes est donc plus importante dans notre échantillon que dans l'ensemble de la population, en raison d'un plus faible taux d'activité féminin (tableau 1).

Le sous-échantillon retenu est composé de 2 496 individus⁵ pour lesquels nous connaissons la date de liquidation des droits à pension, l'existence ou non d'une transition par une situation intermédiaire sur le marché du travail avant le départ à la retraite, la date d'occurrence de cet événement lorsqu'il existe et quelques caractéristiques socio-démographiques⁶. Nous définissons trois situations intermédiaires :

le chômage, la préretraite et une situation dite de « hors-champ ». Une personne est considérée au chômage pour une période donnée lorsqu'elle est recensée comme telle dans le fichier de l'Unedic. Il en est de même pour les situations de préretraites⁷. Il est plus difficile de donner une interprétation claire au passage par la troisième situation, dite de « hors-champ ». Cette catégorie est construite « en creux » puisqu'elle regroupe plusieurs états : secteur public,

TABLEAU 1 ●

caractéristiques de l'échantillon

	Moyenne	Écart-type
Femme	0,38	0,48
Marié	0,69	0,46
Salaire¹	279	239
Catégorie Socioprofessionnelle		
Cadre	0,34	0,47
Employé	0,24	0,43
Ouvrier qualifié	0,27	0,44
Ouvrier non qualifié	0,15	0,36
Secteur d'activité		
Construction	0,07	0,25
Industrie	0,44	0,49
Commerce	0,17	0,37
Service	0,32	0,46
Durée principale²	2 453	629
Transition intermédiaire		
Passage par le chômage ³	0,16	0,36
Passage en préretraite ³	0,21	0,41
Passage en hors-champ ³	0,29	0,45
Durée intermédiaire²		
Chômage	1 069	548
Préretraite	754	488
Hors-champ	984	730

1. Les salaires sont des salaires journaliers en Francs 1997.
 2. Les durées sont données en jour à dater du 1^{er} janvier 1985. Lecture : en moyenne, les personnes de la génération 30 en emploi dans le secteur privé le 1^{er} janvier 1985 sont partis à la retraite 2 453 jours plus tard, soit 6,7 ans plus tard, soit vers septembre 1991, soit vers 61 ans.
 3. Premier épisode suivant la période d'emploi de janvier 1985.
 Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.
 Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

4. Dans l'EIR 1997, la génération 1930 est la seule parmi les générations presque entièrement parties à la retraite (les personnes de cette cohorte avaient en effet 66 ans au moment de l'enquête) pour laquelle on dispose d'une période d'observation dans les DADS et dans les fichiers de l'UNEDIC suffisamment longue avant l'âge légal de départ à la retraite dans des conditions normales dans le secteur privé (60 ans). En effet, on ne dispose, dans l'EIR 1997, que des DADS et de données de l'UNEDIC à partir de 1985, soit 5 ans avant les premiers départs des personnes de la génération 1930, contre seulement 3 ans pour la génération 1928.

5. Il représente 66,7 % des personnes nées au cours de 6 premiers jours d'octobre 1930, critère de tirage de l'échantillon total.

6. Les données étant issues de fichiers administratifs, nous ne disposons que de très peu d'informations sur les caractéristiques personnelles des individus de l'échantillon.

7. Toute autre situation de préretraite dite « maison » ne peut être appréhendée avec les données utilisées.

travail indépendant, inactivité, etc. En effet, un individu est considéré comme hors-champ lorsqu'il n'est plus recensé comme actif dans le secteur privé, comme chômeur ou comme préretraité. Le hors-champ tel que nous l'avons défini est donc une catégorie très hétérogène. Elle comprend des inactifs, mais aussi des actifs occupés qui n'appartiennent pas au champ des DADS⁸ et qui valident (et cotisent) à d'autres caisses de retraite. Les personnes en inactivité peuvent aussi valider ou non des droits selon leur situation (encadré 1). Par la suite, nous nous intéresserons principalement aux effets du passage par le chômage ou la préretraite sur la sortie d'activité. Les transitions vers une situation de hors-champ seront toutefois prises en compte de manière explicite lors de l'estimation complète du modèle empirique.

**SEULEMENT UN TIERS DES SALARIÉS
 ÂGÉS DE 54 ANS EN EMPLOI DÉBUT 1985
 LE RESTE JUSQU'AU MOMENT
 DE LEUR DÉPART EN RETRAITE**

Les principales caractéristiques de l'échantillon, composé de salariés âgés de 54 ans en emploi début 1985, sont données dans le tableau 1. L'un des résultats marquants est le taux important de transitions par un état intermédiaire entre la situation en janvier 1985 et la date de liquidation de la retraite. En effet, 16 % des individus de l'échantillon connaissent une première transition par le chômage suite à leur épisode d'emploi début 1985 et 21 %, une première transition par une situation de préretraite ; 34 % seulement transitent directement de l'emploi à la retraite. Ces taux sont d'autant plus importants que l'appartenance à l'échantillon d'étude est conditionnée à une situation d'emploi d'au moins trois mois au début de l'année 1985. Le sous-échantillon sélectionné est donc composé, a priori, d'une sous-population ayant une situation vis-à-vis de l'emploi meilleure que celle de l'ensemble de la population. De fait, si l'on compare les résultats à ceux obtenus par Colin *et al.* (2000)⁹, la fréquence d'un passage par une situation de préretraite est analogue dans les deux études, alors que le taux de transition par le chômage est plus élevé dans le sous-échantillon sélectionné par ces auteurs.

La part des salariés qui liquident après 60 ans est appréciable. En effet, la proportion de ceux qui liquident après 1990 est d'environ un tiers de l'échantillon (tableau 2) et la proportion de ceux qui liquident après janvier 1991 reste de 28,1 %¹⁰. L'année 1991 est un peu particulière puisque 50 % des personnes qui liquident leurs droits à pension cette année-là le font au mois de janvier (tableau 3), ce qui n'est pas vrai les autres années. On peut

TABLEAU 2 ●

année de liquidation en %

	Ensemble	Hommes	Femmes
1990	66,3	74,5	53,1
1991	11,2	11,4	10,9
1992	4,7	4,4	5,1
1993	3,5	2,9	4,5
1994	2,2	1,4	3,5
1995	10,0	3,6	20,2
1996	1,4	1,3	1,7
1997	0,7	0,5	1,0
Total	100,0	100,0	100,0

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations dont 1 535 hommes et 961 femmes.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

TABLEAU 3 ●

mois de liquidation, année 1991 en %

	Ensemble	Hommes	Femmes
Janvier	50,0	54,9	41,9
Février	5,0	6,3	2,9
Mars	3,9	2,9	5,7
Avril	7,9	5,7	11,4
Mai	1,4	1,7	0,9
Juin	1,8	1,1	2,9
Juillet	14,3	12,6	17,1
Août	3,6	4,0	2,9
Septembre	2,1	2,8	0,9
Octobre	7,1	7,4	6,7
Novembre	1,4	-	3,8
Décembre	1,4	0,6	2,9
Total	100,0	100,0	100,0

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations dont 1 535 hommes et 961 femmes.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

8. Le champ des DADS couvre la quasi-totalité des salariés du secteur privé et, depuis 1988, les collectivités territoriales.

9. Colin *et al.* (2000) établissent une typologie des trajectoires de fin de carrières à partir des données de la génération 1930 de l'échantillon interrégimes appariés aux DADS et aux données de l'UNEDIC. Toutefois, le principe de sélection du sous-échantillon d'étude est un peu différent car ces auteurs n'excluent pas les personnes au chômage début 1985.

10. Ce qui correspond à 702 personnes (295 hommes et 407 femmes).

supposer que les liquidations effectuées au mois de janvier 1991 correspondent à des comportements de liquidation des droits à pension à 60 ans, mais légèrement retardés pour des raisons de clôture de l'année civile¹¹. Le versement des primes annuelles en fin d'année civile dans certaines entreprises pourrait être une explication.

Les comportements de liquidation tardive des droits à pension sont plus marqués chez les femmes que chez les hommes (tableau 2). Ces résultats s'expliquent de façon traditionnelle par des carrières plus heurtées ou des entrées sur le marché du travail plus tardives pour ces dernières et, par conséquent, par la nécessité de rester en activité jusqu'à un âge plus élevé pour obtenir une pension à taux plein. Les cadres et les employés liquident aussi leurs droits plus tard que les ouvriers (tableau 4), bien que, pour les premiers, le faible taux de liquidation en 1990 est en partie compensé par un taux de liquidation plus élevé en 1991. Des différences apparaissent aussi selon les secteurs d'activité. Les liquidations des droits à pension sont

plus tardives dans les secteurs du commerce et des services que dans les secteurs de la construction et de l'industrie (tableau 5), ce qui recoupe les résultats précédents et en particulier les différences entre les hommes et les femmes.

Les personnes qui passent par le chômage ou la préretraite après 54 ans sont plus nombreuses à liquider à 60 ans que celles qui restent continûment en emploi

Lorsque l'on s'intéresse aux trajectoires des individus, on constate, que les transitions par un épisode de chômage ou de préretraite jouent sur les choix de liquidation des droits à pension (tableau 6). En effet, les taux de liquidation en 1990 sont plus élevés pour les individus qui passent par une période de chômage ou de préretraite que pour ceux qui passent directement de l'emploi à la retraite. Toutefois, les différences sont moins nettes lorsque l'on considère en bloc les années 1990 et 1991 (75,2 % de taux de liquidation pour les

ENCADRÉ 1 ●

EMPLOI, CHÔMAGE, PRÉRETRAITE, INACTIVITÉ ET VALIDATION DES DROITS À LA RETRAITE PRÉSENTATION SIMPLIFIÉE

Les différents types d'activité ou d'inactivité des personnes ont des impacts très différents sur la validation des droits.

Une personne employée dans le secteur privé peut valider un trimestre pour chaque multiple de 200 SMIC horaires atteint par son salaire annuel, dans la limite de 4 trimestres par an.

Concernant le chômage indemnisé, le régime général valide, dans une année civile, autant de trimestres que l'assuré réunit de périodes de cinquante jours de chômage indemnisé, toujours dans la limite de 4 trimestres indemnisés. Être au chômage indemnisé n'a donc pas d'impact sur la durée validée, par comparaison avec une situation d'actif occupé¹. En revanche, les chômeurs indemnisés peuvent tout de même être pénalisés en termes de pension de retraite, et ce d'autant plus probablement que la période de chômage intervient tard dans la carrière (dans l'hypothèse d'une carrière ascendante), puisque le salaire de référence (salaire annuel moyen, SAM) servant au calcul de la pension de retraite prend alors en compte des salaires moins favorables. Cet effet est très différent selon la génération, en raison de la réforme de 1993. En effet, cette réforme prévoit le passage progressif des 10 meilleures aux 25 meilleures années dans le calcul du SAM. Les retraites complémentaires sont aussi plus basses en cas de chômage indemnisé (Colin et Mette, 2003).

L'effet pour la préretraite est identique à celui existant pour le chômage indemnisé, si ce n'est que les années concernées sont nécessairement les années de la fin de la carrière, ce qui conduit à systématiquement amputer la carrière salariale des salaires les plus élevés, du moins pour les carrières ascendantes.

En ce qui concerne le chômage non indemnisé, les règles sont plus complexes, les périodes non indemnisées ou ayant cessé d'être indemnisées pouvant généralement être validées dans la limite de 1 an. Toutefois, les personnes ayant plus de 55 ans au moment où le chômage cesse d'être indemnisé et ayant plus de 20 ans de cotisations tous régimes de base confondus peuvent valider jusqu'à 5 ans (20 trimestres) s'ils ne relèvent pas à nouveau d'un régime de retraite de base obligatoire. La situation diffère donc beaucoup selon la carrière accomplie par les personnes.

Les périodes d'inactivité peuvent être, dans certains cas, validées, et même cotisées. Ainsi, les personnes percevant l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) valident 4 trimestres par an et cotisent sur la base du SMIC. L'allocation de solidarité spécifique (ASS) permet aussi de valider des droits. En revanche, ni le revenu minimum d'insertion (RMI), ni, naturellement, l'inactivité pure ne relevant pas de ces différentes catégories ne le permettent.

1. La réforme d'août 2003 a néanmoins introduit explicitement une différence entre la durée validée et la durée cotisée (notamment pour le calcul du minimum contributif), mais notre échantillon n'est pas concerné par cette nouvelle réglementation.

11. On rappelle que les personnes interrogées sont nées au début du mois d'octobre 1930. Ce phénomène est aussi observé pour les autres générations de l'EIR 1997, en particulier les générations 1926, 1934 et 1938.

transitions directes, contre respectivement 81,7 % et 88,6 % lorsqu'il y a une transition via le chômage ou l'inactivité). De manière générale, la probabilité de liquidation des droits pour les personnes en emploi est plus élevée que pour les personnes en chômage ou en préretraite aux âges « intermédiaires » (entre 61 et 64 ans), alors qu'elle est plus faible aux âges extrêmes (60 et 65 ans). Ceci pourrait provenir de contraintes institutionnelles. Une personne au chômage ou en préretraite qui a complété ses cotisations pour ses droits à la retraite au taux plein (150 trimestres pour la génération née en 1930) est en général obligée de prendre sa retraite. La mise en retraite est aussi automatique à 65 ans, même si la retraite n'est pas complète parce que la

personne n'a pas la durée d'assurance requise, le taux plein étant obtenu au bénéfice de l'âge. Les salariés sont exposés au même type de contrainte, leur employeur pouvant leur demander de partir à la retraite dès lors qu'ils ont atteint le taux plein. Toutefois, ceci n'a pas de caractère systématique, l'employeur pouvant permettre au salarié de rester en emploi.

À cause des artefacts statistiques et de la sélection des populations, il est difficile, à partir de ces seules statistiques descriptives, de prétendre mesurer les effets d'un passage par une situation de chômage ou de préretraite sur la liquidation des droits à pension. Pour aller plus loin dans l'analyse, nous avons utilisé des modèles de durée.

TABLEAU 4 ●

année de liquidation
selon la catégorie socioprofessionnelle en %

	Cadres	Employés	OQ ¹	ONQ ²
1990	60,1	55,2	82,4	68,4
1991	14,4	12,7	7,7	8,2
1992	7,3	4,7	2,0	3,7
1993	5,6	3,7	1,5	2,1
1994	2,7	2,3	1,2	2,9
1995	6,8	18,9	4,6	12,6
1996	1,8	2,0	0,6	1,1
1997	1,3	0,5	-	1,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Nombre d'individus	840	598	678	380

1. Ouvriers qualifiés

2. Ouvriers non-qualifiés

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

TABLEAU 5 ●

année de liquidation
selon le secteur d'activité en %

	Construction	Industrie	Commerce	Services
1990	75,7	76,2	54,9	56,3
1991	11,3	8,4	14,4	13,4
1992	3,4	3,4	7,8	5,2
1993	1,7	2,8	5,4	3,8
1994	1,7	1,8	3,1	2,5
1995	5,0	6,4	12,5	14,7
1996	1,1	0,6	1,2	2,7
1997	-	0,4	0,7	1,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Nombre d'individus	177	1 106	424	789

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.

Sources : Appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

TABLEAU 6 ●

année de liquidation selon le type de trajectoire de fin de carrière en %

	Emploi-Retraite	Passage par :		
		le chômage ¹	la préretraite ¹	le hors-champ ¹
1990	53,8	78,0	86,8	59,7
1991	21,5	3,6	1,9	10,2
1992	7,4	2,1	1,7	5,1
1993	4,9	1,6	1,1	4,6
1994	2,0	2,6	1,1	3,1
1995	7,1	12,1	7,4	13,9
1996	2,1	-	-	2,3
1997	1,2	-	-	1,1
Total	100,0	100,0	100,0	100,0
Nombre d'individus	839	387	528	742

1. Premier épisode suivant la période d'emploi de janvier 1985.

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

LES MODÈLES DE DURÉE, UN OUTIL ADAPTÉ À L'ÉTUDE DES TRANSITIONS D'UN ÉTAT À UN AUTRE

Les modèles de durée sont particulièrement bien adaptés à l'étude de variables continues et positives représentant la durée passée dans un état (ou la durée d'un épisode). Le cas le plus simple est la durée de la vie au sens propre¹². Dans ce cas, on peut souhaiter étudier l'effet de différents facteurs sur la date à laquelle intervient cette transition, par exemple l'effet du sexe ou de la catégorie socioprofessionnelle. Dans cet article, nous nous intéressons, pour les personnes en emploi à 54 ans, à l'effet de la durée passée en emploi, à partir de cet âge, sur la date de liquidation des droits à pension. La question principale qui se pose est la suivante : est-ce que la durée du maintien en emploi favorise ou défavorise la sortie de cet état ? Ou encore, la probabilité de liquider ses droits à pension est-elle liée à la durée passée en activité ou au passage par un autre état (chômage, préretraite ou hors-champ) avant le départ à la retraite ? Afin de mieux comprendre l'intérêt des modèles de durée et leur utilisation pour répondre à cette question, il est nécessaire d'introduire quelques notions permettant de saisir le fonctionnement de ce type de modèles (voir la présentation des définitions mathématiques dans l'encadré 2).

On appelle « **population à risque** » la population qui est potentiellement concernée par la transition étudiée. Dans notre cas, la population à risque est composée, à une date donnée, des personnes encore en emploi à cette date et donc susceptibles d'être au chômage, en préretraite ou à la retraite à la période suivante. Si l'on se place à la date initiale, il s'agit des personnes de l'échantillon qui étaient en emploi dans le secteur privé au début de l'année 1985, c'est-à-dire à l'âge de 54 ans. En effet, puisqu'on s'intéresse en particulier aux transitions après 54 ans par le chômage ou la préretraite, il convient de se restreindre aux personnes en emploi à cet âge, les chômeurs n'étant naturellement pas concernés par les transitions de l'emploi vers le chômage.

La « **survie** » à la date t , notée $S(t)$, est la probabilité que l'individu soit encore dans l'état initial à la date t . Il s'agit donc de la part de la population à risque qui n'a pas encore effectué de transition à la date t , soit dans le cas étudié, la probabilité pour un individu d'être encore en emploi t mois après son 54^e anniversaire.

La « **fonction de hasard** » à la date t donne la probabilité instantanée de transition à chaque date. À la

différence des probabilités marginales de présence dans des états sur le marché du travail, le taux de hasard est instantané et conditionnel. Il représente le taux auquel les épisodes se terminent après le mois t , sachant qu'ils ont duré au moins t mois. Cette fonction répond donc à la question posée en introduction puisqu'elle permet de déterminer si la durée passée en emploi favorise ou défavorise la sortie vers la retraite.

Fonction de hasard et survie sont liées par une relation fonctionnelle. La connaissance de la fonction de hasard permet donc de retrouver la fonction de survie. On peut, dans une approche paramétrique, se contenter de donner cette fonction. La spécification la plus simple consiste à supposer que la fonction de hasard est indépendante du temps : $\theta(t) = \theta$. Dans ce cas, le taux de transition, c'est-à-dire de sortie de l'état à un instant donné, est indépendant du temps. La fonction de survie est alors une fonction exponentielle du temps.

On peut aussi utiliser des formes fonctionnelles plus souples, en supposant par exemple que la fonction de hasard est une fonction linéaire du temps, ou encore, ce que nous avons considéré dans cet article, supposer que le hasard est une fonction constante par morceaux. Cela revient à faire l'hypothèse que la fonction de hasard prend une valeur θ_1 du début de la période d'observation jusqu'à une certaine date, puis une deuxième valeur θ_2 jusqu'à une deuxième date, etc.

L'hypothèse sous-jacente aux différentes spécifications présentées ci-dessus est que le taux de hasard est uniquement fonction du temps et non des différences, observées ou inobservées, entre les individus. Une seconde étape consiste donc à intégrer dans la fonction de hasard de l'hétérogénéité (observée ou inobservée). En effet, certaines caractéristiques individuelles peuvent accélérer ou ralentir la réalisation de l'événement (la transition). On sait par exemple que les femmes partent en moyenne plus tard à la retraite que les hommes. On peut donc postuler que le fait d'être une femme ralentira la réalisation de l'événement (le départ à la retraite). Une manière classique de prendre en compte l'hétérogénéité observée lors de l'estimation est d'introduire, dans la fonction de hasard, un paramètre multiplicatif dépendant des caractéristiques des individus.

Il est aussi possible de prendre en considération le fait que les personnes peuvent avoir certaines caractéristiques que l'on observe pas, et qui les conduisent à quitter l'état étudié plus ou moins rapidement. Par exemple, nous ne disposons pas, dans nos données,

12. Les domaines d'application de ces modèles sont au demeurant très nombreux, de la durée de vie des composants électroniques, à la durée d'un épisode de chômage avant de retrouver un emploi, en passant par la durée d'une union ou celle d'une grève.

d'informations relatives à l'état de santé des personnes. Or, les personnes sont susceptibles de partir plus rapidement ou non selon qu'elles sont en mauvaise ou en bonne santé. Comme pour l'hétérogénéité observée, la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée, lors de l'estimation du modèle, se fait par l'intermédiaire d'une modification de la fonction de hasard. Une manière classique de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée lors de l'estimation est d'introduire, comme précédemment, un paramètre multiplicatif dépendant des caractéristiques des individus dans la fonction de hasard. L'identification du modèle est toutefois différente puisque, dans ce cas, il faut choisir la forme que prend cette hétérogénéité et estimer la distribution spécifiée.

Une dernière notion importante que nous introduisons ici est la « **censure** ». Dans de nombreux cas, l'événement n'est pas encore survenu pour une partie des personnes au moment où on les observe. On ne connaît donc pas la date à laquelle il surviendra et on sait seulement qu'à la date d'observation, il n'est pas encore survenu. Ces données sont dites censurées. Ainsi, même si on observe la date de départ en retraite de la plupart des personnes de notre échantillon, au début de l'année 1997, une (faible) partie d'entre elles n'avaient pas encore liquidé leurs droits. Les modèles de durées présentent l'avantage de permettre de traiter facilement de ces problèmes de censure.

Nous n'avons présenté ici que des cas relativement simples. Mais il est possible d'étudier des cas beaucoup plus complexes. Il se peut ainsi que l'on souhaite étudier des transitions multiples. Par exemple, il se

peut que la transition se fasse non pas vers un unique état mais vers plusieurs états possibles. C'est le cas des transitions secondaires que nous étudions, puisque les personnes peuvent transiter soit par le chômage, soit par la préretraite, soit par le hors-champ.

UNE ANALYSE DE LA DURÉE ÉCOULÉE JUSQU'AU PASSAGE À LA RETRAITE

Analyse graphique

L'analyse des fins de carrière par les modèles de durées permet de prendre en compte non seulement l'existence d'événements de fin de carrière, comme la survenue d'une période de chômage ou de préretraite, mais aussi la date d'occurrence de cet aléa. Les trois états (le chômage, la préretraite ou la situation de hors-champ) sont désignés par la suite sous le terme générique d'états intermédiaires.

Dans la mesure où les premiers départs à la retraite observés dans notre échantillon ont lieu en octobre 1990 (les personnes ont alors 60 ans), la durée que nous étudions ici est le temps écoulé entre cette date et le départ à la retraite (l'« événement »), date de la transition. On désigne cette durée par T_R , et on l'appellera durée principale dans la suite. Cette durée représente la survie sur le marché du travail, que ce soit en emploi, chômage, préretraite ou hors-champ, par opposition à la retraite.

Par ailleurs, on désigne T_I par la durée écoulée entre le début de l'observation des trajectoires des personnes dans l'EIR 1997, c'est-à-dire le 1^{er} janvier 1985 et l'entrée dans une situation intermédiaire (chômage préretraite ou hors-champ). La durée (durée intermédiaire dans la suite) représente donc la survie avant un épisode de chômage, préretraite ou hors-champ. Afin de prendre en compte le fait que plusieurs situations intermédiaires sont possibles dans l'estimation du modèle complet, on définit T_J un ensemble de trois variables aléatoires positives avec $J = C, P, H$. Ces variables correspondent aux durées passées avant la transition vers le chômage, la préretraite ou une situation de hors-champ. Potentiellement, toutes les personnes risquent de transiter par l'un de ces états avant de partir à la retraite. Puisque l'on s'intéresse ici uniquement à la première transition par un état intermédiaire, T_I est alors définie comme la plus petite de ces trois durées, c'est-à-dire la date à laquelle cette première transition survient.

Nous commençons par une analyse descriptive simple des durées en omettant l'hétérogénéité observable et l'hétérogénéité inobservable. Nous examinons ainsi les fonctions de hasard et les survies, selon différents types de trajectoire. Les taux de hasard et

ENCADRÉ 2 ●

LES MODÈLES DE DURÉES : QUELQUES NOTIONS DE BASE

La **survie** à la date t notée $S(t)$ est la probabilité que l'individu soit encore dans l'état à la date t . Si T est la variable aléatoire mesurant la durée passée dans l'état (la durée de l'épisode), la survie à la date t est $S(t) = P(T > t)$. C'est donc le complémentaire de la fonction de répartition de la variable aléatoire T : $S(t) = 1 - F(t)$.

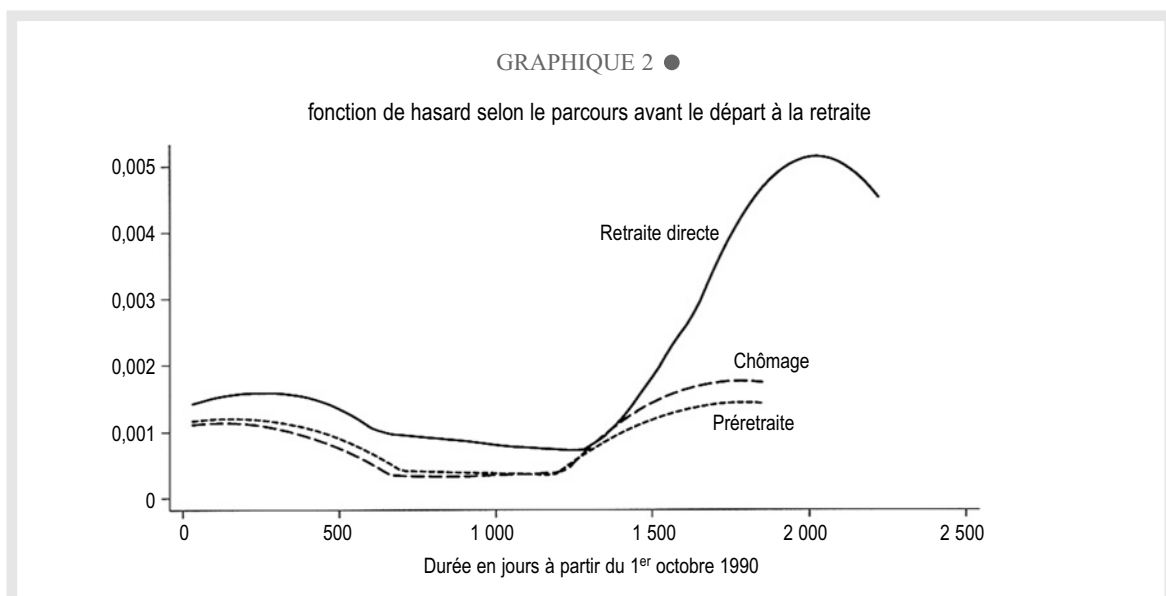
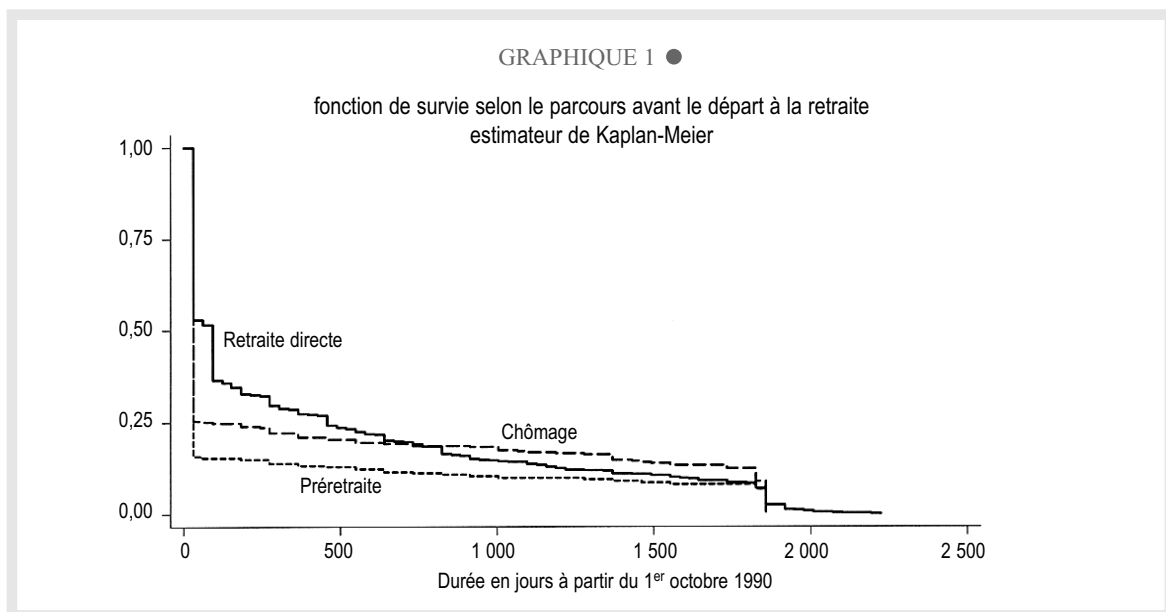
La **fonction de hasard** à la date t représente le taux auquel les épisodes se terminent après la date t , sachant qu'ils ont duré au moins t . Si f est la densité de la variable aléatoire T (soit donc la dérivée de la fonction de répartition F), la fonction de hasard est en fait :

$$\theta(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$$

La spécification de la fonction de hasard permet de retrouver en particulier la fonction de survie.

les fonctions de survie sont estimés non paramétriquement. Nous utilisons ici les estimateurs de Kaplan-Meier (encadré 3) qui permettent de représenter de façon simple la proportion de personnes n'étant pas encore parties à la retraite à une date donnée (la fonction de survie) et le taux auquel les départs à la retraite surviennent à chaque instant, en prenant en compte le fait que les personnes qui partent à cet instant ne sont pas encore parties. Il faut souligner ici que ces analyses ne nous permettent pas de dériver des effets causaux, par exemple de dire si c'est le passage par le chômage qui cause une modification de la date de liquidation. En effet, la présence d'hétérogénéité inobservable peut créer des dépendances entre les durées qui sont des artefacts statistiques.

L'étude des graphiques 1 à 6 met en évidence des différences entre les taux de hasard et les fonctions de survie selon la trajectoire de fin de carrière des individus. Les graphiques sont donnés pour les situations intermédiaires de passage par le chômage et la préretraite. Comme nous l'avons souligné précédemment, nous n'étudions pas ici la situation de hors-champ, dans la mesure où il est difficile d'interpréter le passage par cette situation intermédiaire, très hétérogène. L'étude des fonctions de survie et de hasard après le 1er octobre 1990 (graphiques 1 et 2) confirme l'analyse descriptive du tableau 6. La probabilité de survie dans la situation précédant la liquidation de la retraite est moins élevée en début de période pour ceux qui sont passés par un épisode de chômage ou par une



situation de préretraite que pour les personnes en emploi. Toutefois, le taux de hasard dans cette population est ensuite plus élevé, ce qui entraîne une inversion du rang entre probabilité de survie en milieu de période. De plus, la probabilité de liquidation plus tardive des droits à la retraite est plus élevée pour les individus qui sont passés par le chômage que pour ceux qui ont eu une préretraite. En effet, on observe que la courbe correspondant à la fonction de survie pour les personnes qui sont passées par le chômage (graphique 1) se situe toujours

au-dessus de celle des personnes qui sont passées par la préretraite. Les différences observées entre les trois fonctions de survie sont statistiquement significatives (tableau 7). L'impact du passage par une situation de chômage sur la date de liquidation des droits à pension est significativement plus élevé si cet événement a eu lieu avant octobre 1989, soit avant l'âge de 59 ans. En particulier, on observe que la courbe de la fonction de survie pour les personnes entrées au chômage après 59 ans se situe toujours au-dessus de celles des personnes entrées au chômage avant 59 ans (graphique 3). Pour la préretraite, la date pivot semble être 1987 (ou 57 ans).

Ces premiers résultats permettent de conclure, d'une part, à des différences entre les choix de liquidation des droits à pension des travailleurs âgés selon leurs trajectoires de fin de carrière et, d'autre part, au fait que la date d'occurrence de l'aléa semble avoir une importance sur la date de liquidation

ENCADRÉ 3 ●

L'ESTIMATEUR DE KAPLAN-MEIER

L'estimateur de Kaplan-Meier est un estimateur non-paramétrique de la fonction de survie. En pratique, il est défini de la façon suivante. On trie les personnes selon l'ordre croissant des durées des épisodes (donc, dans notre cas, selon l'ordre croissant des dates de départ à la retraite). Les durées des épisodes T_k (les dates de départ à la retraite) sont indicées par k . Si on appelle n_k le nombre d'épisodes dont la durée est au moins T_k et h_k le nombre d'épisodes qui se terminent à la date T_k , l'estimateur de Kaplan-Meier de la fonction de survie est :

$$\hat{S}(T_k) = \prod_{i=1}^k \frac{n_i - h_i}{n_i} = \frac{n_k - h_k}{n_1}$$

L'estimateur de la fonction de hasard correspondant est :

$$\hat{\theta}(T_k) = \frac{h_k}{n_k}$$

Il s'agit donc du produit des probabilités empiriques de non-occurrence de l'événement (le départ à la retraite) à chaque instant $t < T_k$. Il est alors aisé de tracer la courbe de cette fonction.

En pratique dans les graphiques 2, 4 et 6, on a utilisé un estimateur légèrement différent de la fonction de hasard, l'estimateur de Nelson-Aalen.

TABLEAU 7 ●

test d'égalité des fonctions de survie

	χ_2	P value
Chômage versus retraite	3,28	0,07
Préretraite versus retraite	31,07	0,00
Chômage versus préretraite versus retraite	26,23	0,00
Chômage seul ¹	6,65	0,01
Préretraite seule ²	6,05	0,05

1 Chômage avant versus après 59 ans (octobre 1989)

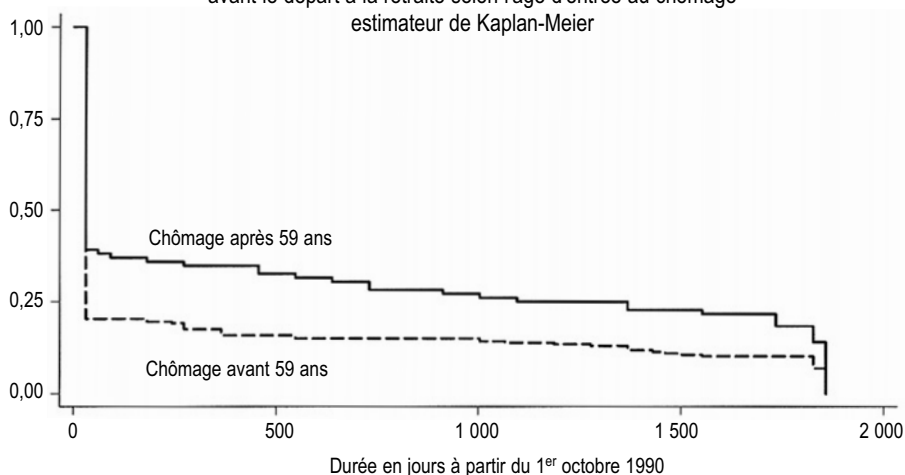
2 Préretraite avant versus après 57 ans (1987)

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

GRAPHIQUE 3 ●

fonction de survie pour les personnes passant par le chômage avant le départ à la retraite selon l'âge d'entrée au chômage
 estimateur de Kaplan-Meier



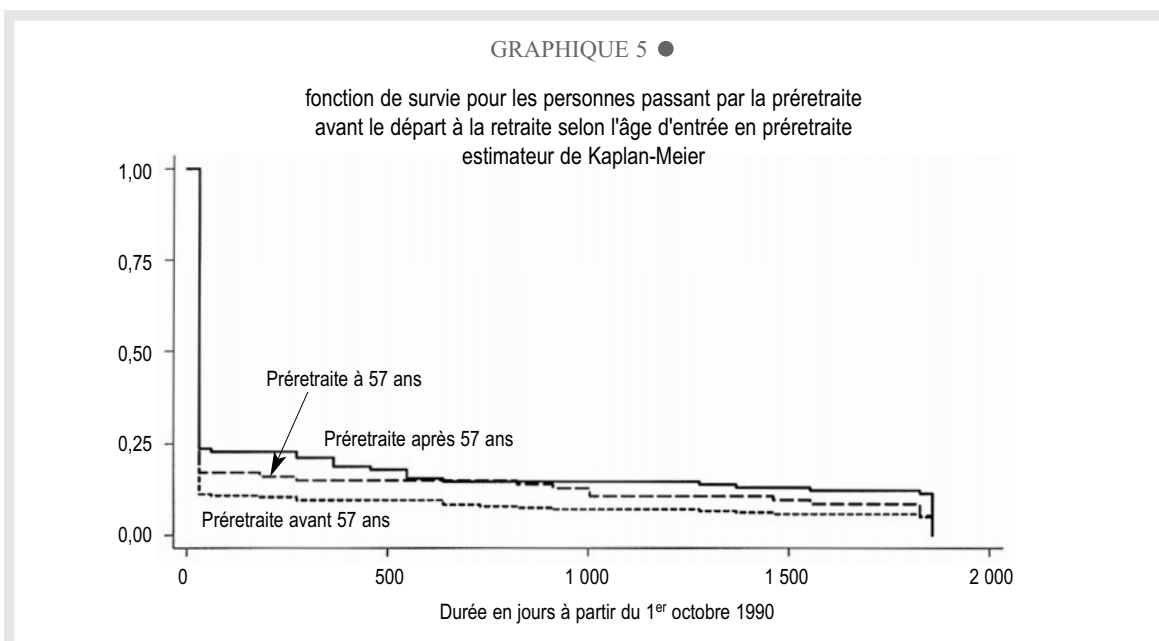
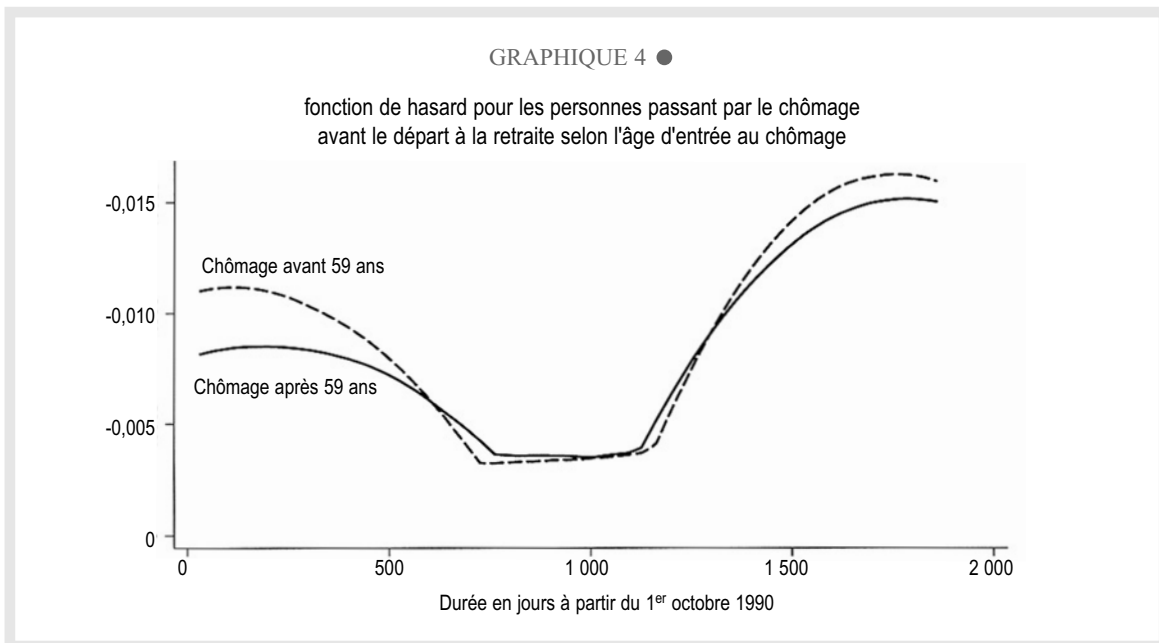
des droits à pension. Cependant, il est nécessaire de poursuivre l'analyse en tenant compte de l'hétérogénéité observée et inobservée des agents, ce que nous faisons dans la section suivante.

La prise en compte des facteurs d'hétérogénéité observables et inobservables : spécification du modèle empirique

Afin de tenir compte de l'hétérogénéité observable entre les individus, nous introduisons dans l'analyse des variables observables comme le sexe ou la qua-

lification (voir présentation du modèle en annexe). De plus, nous introduisons des variables signalant le fait qu'un individu a pu transiter par un autre état que l'emploi avant de partir à la retraite (état intermédiaire). Plus spécifiquement, nous avons retenu deux hypothèses alternatives pour prendre en compte l'effet du passage par un épisode intermédiaire (chômage, préretraite ou hors-champ).

- Dans le premier cas, seul compte le passage par un épisode intermédiaire. On introduit alors trois indicatrices signalant le passage par un état intermédiaire. On rappelle ici, que, pour une personne, une



seule de ces indicatrices peut prendre la valeur 1 puisque l'on considère uniquement la première transition vers l'un des états intermédiaires. Ainsi, pour une personne passant d'abord par le chômage puis par l'inactivité (« hors-champ »), on ne tient compte que du passage par le chômage.

- Dans le second cas, la date d'occurrence de l'épisode intermédiaire est aussi prise en compte.

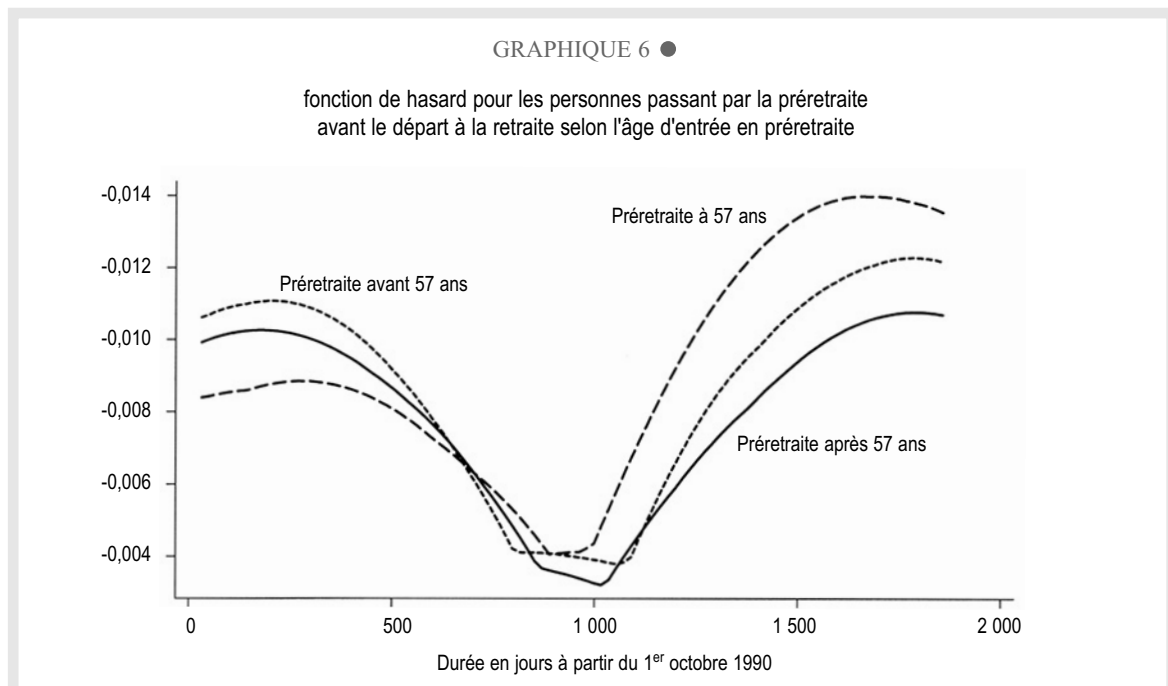
Dans tous les cas, le modèle est estimé sous l'hypothèse d'une absence d'impact des transitions par le hors-champ sur la liquidation des droits à la retraite. Par ailleurs, l'effet du passage par un épisode intermédiaire n'est pris en compte qu'à partir du moment où ce passage s'est effectué.

Enfin, afin de contrôler l'hétérogénéité inobservée, on enrichit le modèle en définissant V , une variable aléatoire représentant les facteurs d'hétérogénéité inobservée affectant la durée principale T_R . Nous ne modélisons pas ici la loi jointe des durées principales et intermédiaires¹³, c'est-à-dire que nous ne tenons pas compte du fait que certains facteurs inobservés sont susceptibles de jouer à la fois sur la probabilité de passer par un état intermédiaire et sur la probabilité de partir à la retraite à une date donnée. En particulier, on pourrait soupçonner que l'évolution de la carrière avant l'âge de 54 ans (en particulier le passage avant cette date par un épisode de chômage) pourrait jouer tant sur la probabilité de connaître à nouveau le chômage après 54 ans que sur la date de départ à la retraite.

Il reste alors à spécifier la forme du hasard de base et de l'hétérogénéité inobservée V . Les différentes spécifications retenues sont présentées dans l'annexe. À des fins de comparaison, nous avons choisi successivement une spécification discrète (plus précisément, par points de masse) et une loi de distribution continue, la loi gamma. En choisissant une distribution discrète, on suppose que les personnes appartiennent à un nombre G de catégories qui sera déterminé par les estimations, l'hétérogénéité prenant la même valeur pour toutes les personnes de la catégorie. Le choix d'une spécification gamma pour la distribution d'hétérogénéité inobservée présente quant à lui l'avantage de conduire à des formules simples pour le calcul de la log-vraisemblance. La vraisemblance totale de l'échantillon dépend de la spécification choisie pour l'hétérogénéité inobservée.

La date de départ en retraite est d'autant plus lointaine que le salaire est élevé

Les résultats des estimations sont donnés dans les tableaux 8 à 10. Dans un premier temps, nous avons estimé des modèles de durée simples, sans prise en compte du passage par un épisode intermédiaire entre l'emploi et la retraite, afin de tester les deux spécifications de l'hétérogénéité inobservée ci-dessus sur nos données. Les résultats obtenus sont analogues pour les deux modèles. On observe que les femmes liquident



13. Donc, seuls sont estimés les paramètres de la loi conditionnelle : $T_R | T_I, T_J = T_I, V$.

leurs droits à pension significativement plus tard que les hommes, que les ouvriers qualifiés partent significativement plus tôt que les autres et que plus le niveau de revenu est élevé, plus le départ est tardif (tableau 8). Le point principal, par rapport aux statistiques descriptives données précédemment, est la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle. Pour autant, les résultats montrent que la distribution d'hétérogénéité est relativement mal identifiée par nos données. En effet, d'une part, le paramètre σ^2 est non significativement différent de zéro pour la spécification gamma. D'autre part, pour le modèle à hétérogénéité discrète, avec deux points de masse, un seul groupe se distingue avec une probabilité de plus de 96 % pour les individus d'y appartenir. Les résultats ne sont pas meilleurs si l'on augmente le nombre de points de masse.

Ce résultat est assez courant dans les modèles de durée quand le hasard de base est modélisé de façon très flexible, comme il l'est ici (Baker et Melino, 2000). Ainsi, on pourrait avancer que la prise en compte de l'endogénéité des durées intermédiaires ne devrait pas affecter de manière importante nos résultats. En effet, cette endogénéité serait modélisée par l'effet du même terme d'hétérogénéité sur les durées intermédiaires. Si celui-ci a une variance faible, le biais d'endogénéité devrait être faible.

Le passage par le chômage ou la préretraite s'accompagne d'entrée plus précoce en retraite

Les tableaux 9 et 10 donnent les résultats des estimations pour deux spécifications de la fonction décrivant l'effet du passage par un état intermédiaire : la première correspondant à un cas où seul compte le passage par un épisode intermédiaire ; la deuxième, à un cas où la date d'occurrence de cet épisode est prise en compte. Que ce soit pour le chômage ou la préretraite, le passage par l'un de ces deux épisodes intermédiaires tend à accélérer la sortie vers la retraite, mais l'effet est d'autant plus faible que cet événement se produit tard. Ces résultats confirment donc ceux des sections précédentes, à savoir l'influence de la survenue d'un aléa de fin de carrière sur la liquidation des droits à pension. Nous n'avons toutefois pas pu réellement déterminer, à partir des seules données de la génération 1930, la part de ce qui est dû, dans ce phénomène, à l'hétérogénéité des agents, et la part de ce qui découlerait d'une dépendance d'état, c'est-à-dire de l'impact direct du passage par un autre état que l'emploi, ce qui est certainement crucial dans le cadre de l'élaboration de politiques publiques. En effet, la faible taille de l'échantillon lorsque l'on se restreint à la génération 1930, mais aussi et surtout le

TABLEAU 8 ●

estimation du modèle de durée sans épisodes intermédiaires
 selon la forme de l'hétérogénéité inobservable

	Hétérogénéité Gamma		Hétérogénéité discrète	
	Paramètres	T de student	Paramètres	T de student
Variables explicatives				
Constante	3,88	0,94	-	-
Femme	-0,79*	-5,72	-0,85*	-12,77
Ouvrier non qualifié	0,11	1,22	0,09	1,06
Ouvrier qualifié	0,29*	2,60	0,35*	3,64
Cadre	0,01	0,01	-0,03	-0,29
Revenu en 1985 ¹	-0,46*	-2,86	-0,56*	-4,39
Hasard de base²				
α_1	-3,00	-0,77	-1,23*	-4,37
α_2	-4,60	-1,24	-2,81*	-10,00
α_3	-4,60	-1,25	-2,79*	-10,06
α_4	-4,78	-1,32	-2,96*	-10,7
Hétérogénéité inobservée				
σ^2	0,05	0,25	-	-
V_1	-	-	2,15*	7,68
V_2	-	-	-0,34	-0,95
p	-	-	0,96*	91,54
Log-vraisemblance	-0,70		-0,80	

1. En milliers de francs.

2. Les dates de ruptures pour le hasard de base sont 5 ans 3/4 à partir de janvier 1985 pour l'origine puis 7 ans, 8 ans, 9 ans, 10 ans et 11 ans. Le dernier coefficient est normalisé à 0 afin de rendre le modèle identifiable.

* significatif au seuil de 5 %.

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

manque d'information sur le nombre de trimestres dont disposent les individus à 60 ans au moment où ils font leur choix de départ ou non à la retraite, ne nous ont pas permis d'identifier les effets du passage par un état intermédiaire lorsque nous avons modélisé explicitement la loi jointe des durées principales et intermédiaires. C'est là une voie d'approfondissement rendue possible par l'échantillon interrégimes de cotisants de la DREES.

Nous avons montré que les accidents de carrière (chômage et préretraite) entre 54 et 60 ans auraient tendance à accélérer les sorties vers la retraite, et ce d'autant plus que les accidents arrivent tôt. Si l'analyse descriptive permet déjà de suggérer l'existence de ces effets, elle ne permet toutefois pas de tenir compte de l'impact des caractéristiques individuelles, observables ou non, sur la date de départ à la retraite. Nous avons donc utilisé des modèles de durée particulièrement bien adaptés à l'analyse de transitions, telles que le départ à la retraite, pour intégrer ces caractéristiques. L'effet des accidents de carrière entre 54 et 60 ans sur la date du départ à la retraite persiste

lorsque l'on modélise de façon paramétrique ou semi-paramétrique la présence d'hétérogénéité inobservable, mais celle-ci semble mal identifiée.

Il est difficile d'affiner les interprétations économiques de ces effets. En effet, chômage et préretraite affectent d'abord le montant de la retraite à travers les durées de cotisation, mais ces états révèlent aussi les préférences et les possibilités de retour à l'emploi des individus qui y passent ou y restent. Sans information sur la durée de cotisation, on ne peut guère distinguer ces deux interprétations. Dans le cadre de l'élaboration de politiques publiques, il est pourtant extrêmement important de déterminer si c'est le passage par le chômage en fin de carrière (ou la préretraite) qui entraîne une liquidation précoce ou si l'on identifie ici l'effet d'autres facteurs inobservés, comme les profils de carrière antérieurs des personnes. La connaissance de cette information est aussi importante dans une optique de prévision des charges respectives des régimes de retraite et de l'assurance chômage ou de réalisation d'un modèle de micro-simulation visant à projeter l'âge moyen de liquidation et les montants des pensions. ■

TABLEAU 9 ●

modèle avec durées intermédiaires et hétérogénéité discrète
 selon la forme de l'effet du passage par un état intermédiaire

	Indicatrice de passage		Effet linéaire	
	Paramètres	T de student	Paramètres	T de student
Variables explicatives				
Femme	-0,84*	-12,64	-0,85*	-12,54
Ouvrier non qualifié	0,02	0,23	-0,01	-0,09
Ouvrier qualifié	0,31*	3,44	0,31*	3,36
Cadre	-0,04	-0,48	-0,04	-0,42
Revenu en 1985 ¹	-0,52*	-4,47	-0,52*	-4,45
Hasard de base²				
α_1	-0,94*	-5,60	-1,00*	-5,12
α_2	-2,52*	-14,08	-2,57*	-12,98
α_3	-2,53*	-14,05	-2,57*	-13,13
α_4	-2,73*	-14,41	-2,76*	-13,68
Episode intermédiaire				
Constante, chômage	0,23*	3,08	0,53*	2,87
Constante, préretraite	0,48*	6,47	0,78*	5,65
Tendance, chômage	-	-	-0,09*	-1,90
Tendance, préretraite	-	-	-0,13*	-2,56
Hétérogénéité inobservée				
V_1	1,75*	9,16	1,82*	8,29
V_2	-0,39	-1,10	-0,28	-0,74
p	0,97*	82,11	0,96*	64,61
Log-vraisemblance	-0,79	-	-0,79	-

1. En milliers de francs.

2. Les dates de ruptures pour le hasard de base sont 5 ans 3/4 à partir de janvier 1985 pour l'origine puis 7 ans, 8 ans, 9 ans, 10 ans et 11 ans. Le dernier coefficient est normalisé à 0 afin de rendre le modèle identifiable.

* significatif au seuil de 5 %.

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985. 2 496 observations.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

TABLEAU 10 ●

modèle avec durées intermédiaires et hétérogénéité continue (de type gamma)
 selon la forme de l'effet du passage par un état intermédiaire

	Indicatrice de passage		Effet linéaire	
	Paramètres	T de student	Paramètres	T de student
Variables explicatives				
Constante	3,82*	2,11	3,77*	3,06
Femme	-0,80*	-7,7	-0,81*	-7,36
Ouvrier non qualifié	0,07	0,79	0,04	0,43
Ouvrier qualifié	0,25*	2,91	0,27*	2,93
Cadre	0,01	0,07	0,01	0,12
Revenu en 1985 ¹	-0,44*	-3,25	-0,46*	-3,34
Hasard de base²				
α_1	-3,01	-1,85	-2,95*	-2,82
α_2	-4,60*	-3,07	-4,51*	-4,96
α_3	-4,60*	-3,14	-4,50*	-5,17
α_4	-4,79*	-3,35	-4,69*	-5,59
Épisode intermédiaire				
Constante, chômage	0,15*	2,05	0,43*	2,20
Constante, préretraite	0,36*	4,15	0,70*	4,18
Tendance, chômage	-	-	-0,09	-1,69
Tendance, préretraite	-	-	-0,15*	-2,69
Hétérogénéité inobservée				
σ_2	0,05	0,03	0,06	0,39
Log-vraisemblance	-0,69	-	-0,69	-

1. En milliers de francs.

2. Les dates de ruptures pour le hasard de base sont 5 ans 3/4 à partir de janvier 1985 pour l'origine puis 7 ans, 8 ans, 9 ans, 10 ans et 11 ans. Le dernier coefficient est normalisé à 0 afin de rendre le modèle identifiable.

* significatif au seuil de 5 %.

Champ : individus génération 1930 en emploi au 1^{er} trimestre 1985, 2 496 observations.

Sources : appariement de l'EIR 1997, avec les DADS et les données UNEDIC.

BIBLIOGRAPHIE

- Baker M. et A. Melino, 2000, "Duration Dependence and Nonparametric Heterogeneity : a Monte Carlo Study", *Journal of Econometrics*, 96 : 357-393.
- Blanchet D. et Mahieu R., 2004, "Estimating Models of Retirement Behavior on French Data", in Gruber J. and Wise D. (eds), *Social Security Programs and Retirement around the World : Micro-Estimation*, The University of Chicago Press.
- Bommier A., Magnac T. et Roger M., 2003, « Le marché du travail à l'approche de la retraite : évolutions en France entre 1982 et 1999 », *Revue française d'économie*, XVIII (1) : 23-82.
- Cloarec N., 2000, « Les passages de l'emploi à la retraite », *Premières Synthèses, DARES*, 2000.02-N05.1.
- Colin C., Iéhlé V. et Mahieu R., 2000, « Les trajectoires de fin de carrière des salariés du secteur privé », *Dossiers solidarité et santé*, n°3, DREES.
- Colin C. et Mette C. 2003, « Impact des différents aléas de carrière sur les retraites : inactivité, chômage, travail à temps partiel et pré-retraite », *Retraite et Société*, 14:22-50.
- McLachlan G. J. et Krishnan T., 1996, *The EM Algorithm and Extensions*, New York : John Wiley and Sons.
- Raynaud E., 2004, « Les retraites de la génération 1948, une illustration par quelques cas types », *Études et Résultats*, n°331, DREES.

LES SPÉCIFICATIONS RETENUES

Notations

L'échelle du temps est continue et indicée par $t \in \mathfrak{R}$, la date $t = 0$ correspondant à l'âge de 54 ans et 3 mois (le 1^{er} janvier 1985 pour des personnes nées en octobre 1930). Soit respectivement T_R et T_I les durées passées entre octobre 1990 et la liquidation des droits à pension dans le premier cas et janvier 1985 (date de première observation des trajectoires) et l'entrée dans une situation intermédiaire dans le second. La durée T_R (durée principale dans la suite) capture ainsi la survie sur le marché du travail que ce soit en emploi, chômage, préretraite ou hors-champ par opposition à la retraite. La durée T_I (durée intermédiaire dans la suite) représente la survie avant un épisode de chômage, préretraite ou hors-champ. Afin de prendre en compte le fait que plusieurs situations intermédiaires sont possibles dans l'estimation du modèle complet, on définit T_J un ensemble de trois variables aléatoires positives avec $J = C, P, H$. Ces variables correspondent aux durées passées avant la transition vers le chômage, la préretraite ou une situation de hors-champ. T_I est alors définie par :

$$T_I = \min(T_C, T_P, T_H)$$

Les facteurs observables sont notés sous la forme d'un vecteur X . Dans la suite, toutes les durées sont implicitement conditionnées par X , et le facteur d'hétérogénéité inobservée, noté V . Conditionnellement à $T_I, T_J = T_I$ et V , on définit le hasard de base de la façon suivante :

$$\theta_R(t|T_I, T_J = T_I, V) = \exp(\alpha(t) + X\beta + \delta_J(T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)] + V)$$

avec $\delta_J(\cdot)$ une fonction de la durée intermédiaire T_I .

Le hasard de base

Le hasard de base est choisi constant par morceaux, soit :

$$\theta_R(t|T_I, T_J = T_I, V) = \exp(\alpha_m + X\beta + \delta_J(T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)] + V)$$

pour : $c_{m-1} \leq t < c_m$, $m = 0, 1, \dots, M$, $c_0 = 0, \dots, c_M = +\infty$.

L'effet de la durée intermédiaire

Nous avons retenu deux hypothèses alternatives pour prendre en compte l'effet du passage par l'épisode intermédiaire (chômage ou préretraite) sur la durée principale.

Dans le premier cas, seul compte le passage par un épisode intermédiaire :

$$\delta_J(T_I) = \delta_J \times [I(t > T_I, T_J = T_I)]$$

tandis que dans le second la date d'occurrence de l'épisode intermédiaire est prise en compte :

$$\delta_J(T_I) = (\delta_J^0 + \delta_J^1 T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)]$$

Dans tous les cas, le modèle est estimé sous la contrainte $\delta_J(T_I) = 0$ pour $J = H$ ce qui correspond à une absence d'impact des transitions par le hors-champ sur la liquidation des droits à la retraite.

La présence, dans la fonction de hasard du terme $I(t > T_I, T_J = T_I)$, qui est une indicatrice prenant la valeur 1 si $t > T_I$ et 0 sinon, indique simplement que le passage par l'épisode intermédiaire n'est pris en compte qu'à partir du moment où le passage s'est effectué.

L'hétérogénéité inobservée

Nous avons choisi successivement une spécification discrète par points de masse et une loi de distribution Gamma, continue.

Distribution discrète

Le nombre de catégories G de points de masse sera déterminé par les estimations. Soit π_g la proportion d'individus de type $g \in G$ dans la population et V_g le vecteur d'hétérogénéité inobservée associé à ce groupe. La contribution individuelle à la vraisemblance est donnée par :

$$l(t | T_I, T_J = T_I) = \sum_{g=1}^G \pi_g l(t | T_I, T_J = T_I, V = V_g)$$

En pratique, afin d'assurer que les paramètres de fréquence appartiennent bien à l'intervalle $[0,1]$ on utilise une transformation logistique :

$$\pi_g = \frac{\exp(\lambda_g)}{1 + \sum_{i=1}^{G-1} \exp(\lambda_i)}$$

La log-vraisemblance vaut alors :

$$\text{Log } L(\Psi) = \sum_{i=1}^n \log \left[\sum_{g=1}^G \pi_g l(t | T_I, T_J = T_I, V = V_g) \right]$$

avec Ψ vecteur des paramètres. Le modèle empirique est estimé à l'aide de l'algorithme EM¹.

Loi Gamma

Soit $\Lambda = \exp(V)$. Le hasard peut être réécrit sous la forme :

$$\theta_R(t | T_I, T_J = T_I, \Lambda) = \Lambda \exp(\alpha(t) + X\beta + \delta_J(T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)])$$

$$\text{d'où : } \theta_R(t | T_I, T_J = T_I, \Lambda) = \Lambda \bar{\theta}_R(t | T_I, T_J = T_I)$$

avec Λ qui suit une loi gamma : $G(1, \eta)$, $\eta = \sigma^{-2}$

Vraisemblance et estimation

Dans les données, la liquidation des droits à la retraite se fait majoritairement aux dates anniversaires des individus. Du fait du mode d'échantillonnage, c'est-à-dire de la sélection des personnes nées les 6 premiers jours d'octobre pour une cohorte donnée, nous avons très peu de variation à l'intérieur d'une même année. Compte tenu de ce peu de variabilité, les durées principales sont traitées comme des données groupées, c'est-à-dire qu'on modélise simplement le fait que l'événement est survenu dans les différents intervalles de temps $[c_{m-1}, c_m]$ et qu'on ne s'intéresse pas à la date précise à laquelle l'événement (le départ à la retraite) est survenu dans l'intervalle. La contribution individuelle à la vraisemblance est donc égale à la différence des survies soit :

$$l(t | T_I, T_J = T_I, V) = \exp \left(- \sum_{l=1}^{m-1} \exp(\alpha_l + X\beta + \delta_J(T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)]) + V \right) \\ - \exp \left(- \sum_{l=1}^m \exp(\alpha_l + X\beta + \delta_J(T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)]) + V \right)$$

avec $c_{m-1} \leq t < c_m$

si les données ne sont pas censurées,

ou à la survie :

$$l(t | T_I, T_J = T_I, V) = \exp \left(- \sum_{l=1}^{m-1} \exp(\alpha_l + X\beta + \delta_J(T_I) \times [I(t > T_I, T_J = T_I)]) + V \right)$$

dans les cas avec censure. On note l'indicatrice δ de censure à droite ; $\delta = 1$ si la date de sortie vers la retraite n'est pas observée.

1. Pour une présentation de l'algorithme EM, se reporter, par exemple à McLachlan et Krishnan (1996).