CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES
Groupe de Travail - Séance du 30 juin 2010 - 15 h
« Effets des réformes récentes sur les comportements de départ à la retraite »

| **Document N°14** |
| --- |
| ***Document de travail, n'engage pas le Conseil*** |

# La surcote modifie-t-elle les comportements de départ en retraite ?

*Samiah Benallah*

*CNAV- Mars 2010*

CAISSE NATIONALE D'ASSURANCE VIEILLESSE

**DIRECTION STATISTIQUES ET PROSPECTIVE**
Pôle Evaluation

Le 1er Mars 2010

# *ETUDE*
## *N° 2010 - 024*

***Mots clés :*** Surcote**,** incitations financières à la prolongation d'activité, évaluation

OBJET : La surcote modifie-t-elle les comportements de départ en retraite ?

***Résumé :*** En introduisant une majoration de pension pour les individus qui prolongent leur activité au-delà de la durée requise pour l'obtention d'une pension complète, la surcote a pour objectif d'inciter ces derniers à retarder leur départ en retraite en se maintenant en emploi. Cette mesure n'a toutefois de sens que si les considérations monétaires occupent une place importante dans l'arbitrage des individus entre prendre leur retraite maintenant ou travailler une année supplémentaire. S'il ne fait aucun doute que cet arbitrage intègre une composante financière, le poids de cette dernière fait en revanche débat. Nous tentons d'en apporter une mesure en étudiant les conséquences sur les comportements observés de départ en retraite des assurés du régime général d'assurance-vieillesse, de l'introduction, en 2004, de la surcote. En partant des données administratives de la Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse, nous estimons ainsi la sensibilité des individus aux incitations financières à partir de la première génération effectivement concernée par la surcote.

Rédacteur : Samia Benallah

**DIFFUSION : Séminaire scientifique de la CDC**

110 AVENUE DE FLANDRE
75951 PARIS CEDEX 19
TEL 08.21.10.75.00

## 1. Introduction

La surcote est la mesure emblématique de la réforme des retraites de 2003. En introduisant une majoration de pension pour les individus qui prolongent leur activité au-delà de la durée requise pour obtenir une pension sans pénalité, elle a pour objectif d'inciter ces derniers à retarder leur départ en retraite en se maintenant en emploi. Cette mesure résume ainsi à elle seule toute la philosophie de la réforme des retraites de 2003. Dans un souci d'équité inter et intragénérationnelle, le recul de l'âge de départ en retraite y est en effet considéré comme une nécessité, face au contexte démographique défavorable à l'équilibre des régimes de retraite, mais il doit relever de la décision individuelle. La logique incitative, accorder des pensions de retraite plus élevées aux individus qui partent en retraite plus tard, est ainsi privilégiée au détriment de la logique coercitive, reculer l'âge minimum légal de départ en retraite. Venant en complément de la décote et de l'allongement de la durée d'assurance requise, qui pénalisent les individus liquidant précocement leur retraite, la surcote a donc été introduite en 2004, et renforcée régulièrement depuis, pour contribuer au recul de l'âge de départ en retraite en France.

La mise en place de cette mesure et les objectifs qui lui sont assignés n'ont toutefois de sens que si l'on suppose que les considérations monétaires occupent une place importante dans l'arbitrage des individus entre prendre leur retraite maintenant ou travailler une année supplémentaire. S'il ne fait aucun doute que cet arbitrage intègre une composante financière, le poids de celle-ci fait en revanche toujours débat. Les modèles théoriques de décision de départ en retraite ne sont en effet pas unanimes à ce sujet. Les modèles à cycle de vie qui, dans leur version de base, concluent à une forte influence du système de retraite sur le choix de l'âge de départ (Sheshinski, 1978), parviennent à des résultats davantage ambigus lorsqu'ils sont l'objet d'hypothèses plus réalistes, telle que l'incertitude des agents quant à leur espérance de vie par exemple (Crawford et Lilien, 1981). Les modèles dynamiques à choix d'options, qui reposent sur l'hypothèse fondamentale que les agents choisissent l'option de retraite la plus rentable financièrement, intègrent également des paramètres individuels de préférence, supposés représenter tout ce qui peut peser sur la sensibilité des individus aux incitations financières (Stock et Wise, 1991). Empiriquement, les recherches menées sont aussi partagées. Les comparaisons internationales expliquent généralement en grande partie les comportements de départ en retraite au sein de chaque pays par les barèmes des systèmes de retraite (ou de préretraite) nationaux (par exemple Blöndal et Scarpetta, 1997, Gruber et Wise, 2004). Mais les résultats obtenus à partir d'analyses sur micro-données sont bien moins

tranchés. La plupart de ces analyses concluent en effet à un impact significatif, mais relativement limité, du système de retraite sur les décisions de départ (pour une revue de la littérature sur ces analyses micro-économétriques, voir notamment Lumsdaine et Mitchell, 1999). Elles souffrent par ailleurs d'un manque de variabilité interindividuelle qui limite leur portée. Les quelques recherches profitant d'une variabilité introduite par un choc exogène, de type modification de la réglementation en matière de retraite, ne sont pas non plus unanimes. Certains font état d'un impact nul du barème des retraites sur les comportements de départ (Krueger et Pischke, 1992), d'autres concluent à une forte inflexion des décisions de départ liées aux modifications des modalités de calcul des pensions (Pingle, 2006).

A l'heure où le renforcement des incitations financières à la prolongation d'activité est envisagé par les pouvoirs publics comme une des solutions de maintien de l'équilibre financier des régimes de retraite, la question de leur impact sur les décisions de départ ne semble donc pas totalement tranchée, aussi bien du point de vue théorique qu'empirique. L'objet de notre étude est précisément d'apporter des réponses à cette question en mesurant les éventuelles modifications de comportements de départ induites par l'application de la loi d'août 2003 portant réforme des retraites. Nous proposons plus particulièrement d'analyser les conséquences, sur les comportements observés de départ en retraite des assurés du régime général d'assurance-vieillesse, de l'introduction de la surcote en 2004. Nous estimons ainsi la sensibilité des individus aux incitations financières à la prolongation d'activité en mesurant les effets d'un renforcement de celles-ci. Nous mobilisons pour cela les données administratives de la Caisse Nationale d'Assurance-Vieillesse (CNAV) qui nous permettent de comparer les décisions de départ en retraite prises par des assurés non concernés par la surcote à celles des premiers individus touchés par cette mesure.

Nous disposons ainsi d'un cadre particulièrement adapté à la mesure de la sensibilité des individus au barème des systèmes de retraite. Nous avons d'une part un cadre réglementaire qui évolue et modifie en conséquence les modalités de calcul des pensions. Cela crée une variabilité interindividuelle totalement exogène qui permet d'identifier l'effet potentiel du barème sur les comportements de départ en retraite. D'autre part, nous disposons de données particulièrement riches qui permettent de distinguer parmi les individus, ceux qui sont concernés par cette modification du barème de ceux qui ne le sont pas. Nous pouvons donc, grâce à ce cadre d'analyse, apporter une mesure précise du lien entre incitations financières au recul de l'âge de départ en retraite et comportements de départ observés.

Notre étude se décomposera de la manière suivante. Après avoir rappelé brièvement les principaux résultats des études ayant traité du rôle des incitations financières dans les

décisions de départ en retraite (section 2), nous présentons la législation issue de la réforme des retraites de 2003 (section 3). Nous y décrivons ainsi précisément la manière dont la surcote s'applique aux assurés prenant leur retraite à compter du 1er avril 2004. Pour mesurer l'effet de l'introduction de la surcote sur les comportements de départ en retraite, nous mettons en œuvre une méthode d'appariement sur le score de propension qui nécessite de disposer de données fines. Le modèle, les données et les conditions d'application de l'évaluation sont détaillés dans la section 4. Les résultats de l'évaluation sont enfin présentés dans la dernière section.

## 2. Modification des barèmes des systèmes de retraite et décisions de départ : quelques éléments de la littérature

Notre démarche consiste à observer les comportements des individus soumis à une modification du barème de retraite. D'un point de vue théorique, la décision de départ en retraite est considérée comme issue d'un arbitrage au niveau individuel[1]. Celui-ci repose sur la comparaison des utilités tirées de la poursuite ou de la cessation d'activité à différentes dates, compte tenu des revenus d'activité et des droits à la retraite acquis. A ce titre, la décision de départ en retraite s'inscrit dans le cadre standard des modèles d'offre de travail dans lesquels l'arbitrage financier est supposé occuper une place centrale[2].

Les considérations financières sont donc, d'un point de vue théorique, au cœur de l'arbitrage entre travailler une année supplémentaire ou prendre sa retraite immédiatement. Elles renvoient aux gains monétaires que peuvent espérer percevoir les agents en différant leur départ en retraite. Ces gains sont de deux ordres. D'une part, repousser son départ en retraite d'une année permet de maintenir ses revenus d'activité durant une année supplémentaire. Il y a alors un gain financier à retarder son départ en retraite s'il existe une différence entre le niveau de revenus d'activité et celui de la pension de retraite, en faveur des revenus d'activité. Le niveau de remplacement du salaire par la pension, appelé taux de remplacement, est donc un élément essentiel dans l'arbitrage travail/retraite. Les gains associés à une année d'activité supplémentaire sont ainsi d'autant plus importants que la différence entre niveau de revenus

[1] Certains modèles théoriques envisagent la décision de départ en retraite dans une perspective familiale (notamment Gustman et Steinmeier, 2000). Les décisions de départ en retraite sont en effet souvent le fruit d'un arbitrage qui s'opère au sein du couple (Sédillot et Walraet, 2002).

[2] Les modèles de choix de départ en retraite ont pour base un contexte dans lequel ce choix ne peut être forcé. Aussi, dans le cas où la retraite peut relever d'une décision unilatérale de l'employeur (contrainte de la demande de travail) ou si l'état de santé de l'agent est dégradé au point de ne pas permettre à ce dernier de poursuivre son activité, ces modèles ne peuvent s'appliquer.

d'activité et montant de pension de retraite est forte ou, en d'autres termes, que le taux de remplacement de la retraite est faible.

D'autre part, retarder la liquidation de sa retraite peut améliorer les futurs droits à pension. C'est le cas lorsque la pension de retraite est une fonction croissante de l'âge de liquidation des droits. Lorsque le barème de calcul des retraites est fondé sur une telle règle de proportionnalité, les agents peuvent obtenir un gain financier à décaler leur départ en retraite.

Les modèles théoriques de décision de départ en retraite sont évidemment bien plus complexes et ne parviennent pas à des conclusions aussi systématiques. Ainsi, même si un taux de remplacement élevé et non croissant avec l'âge de départ peut conduire à une liquidation des droits à la retraite précoce, le raisonnement inverse n'est pas nécessairement vrai. Une pension de retraite garantissant un taux de remplacement faible et fortement croissante avec l'âge de liquidation des droits ne conduira pas de manière systématique à un décalage de l'âge de départ en retraite. L'arbitrage travail/retraite dépend en effet également de paramètres non-monétaires, supposés traduire les préférences individuelles, comme le paramètre de préférence pour le loisir. En repoussant son départ en retraite d'un an, l'agent renonce à une année de retraite (et donc à une année de loisir) et accepte de travailler une année supplémentaire, ce qui est source de moindre utilité[3]. Par ailleurs, sa décision de départ en retraite dépendra de son degré d'aversion au risque. S'il craint de décéder avant de pouvoir bénéficier de ses droits ou s'il redoute qu'une nouvelle réglementation en matière de retraite plus contraignante ne soit adoptée, il peut décider d'anticiper son départ en retraite malgré les gains financiers auxquels il peut prétendre en le repoussant. Enfin, sa décision de départ en retraite sera influencée par sa préférence pour le présent. Il peut ainsi accorder davantage de valeur au fait de profiter de sa retraite le plus tôt possible malgré les potentiels gains monétaires à repousser son départ.

En intégrant des considérations de bien-être, les modèles théoriques de décision de départ en retraite ne permettent ainsi aucunement de déterminer le poids précis accordé par les individus aux éléments financiers dans leur arbitrage travail-retraite. Ces modèles sont par conséquent incapables de quantifier les effets d'une modification des barèmes de retraite sur les comportements de départ et de déterminer l'impact à attendre de l'introduction ou du renforcement d'un dispositif de type surcote. Cette problématique relève davantage de la démarche empirique.

[3] Le concept de préférence pour le loisir peut regrouper des situations très diverses. Il peut tout aussi bien résumer la désutilité du travail liée notamment à la pénibilité de l'emploi occupé que les contraintes familiales qui pèsent sur certaines décisions de départ en retraite (prise en charge d'un membre de la famille dépendant par exemple).

Mais bien que de très nombreuses investigations aient été menées dans le but de mesurer la sensibilité des individus aux arguments financiers, celles mesurant l'élasticité des comportements de départ en retraite à une modification exogène du barème des pensions sont moins fréquentes, même si elles se sont développées ces dernières années[4].

Nous en avons recensé cinq. La première d'entre elles a été réalisée par Krueger et Pischke en 1992. Ces derniers ont évalué le rôle joué par le système public de retraite américain sur l'offre de travail des seniors en partant d'une loi de 1977 qui impose une baisse importante et brutale du montant des pensions servies par la *Social Security Administration* (SSA) aux individus nés après 1917. Ils se servent de cette loi comme d'un choc exogène sur le montant des pensions pour déterminer un effet causal entre une variation du montant de la pension de la SSA et les comportements de départ en retraite observés. Les auteurs montrent, à partir des données du recensement (*Current Population Survey* de 1976 à 1988) qu'il n'existe pas de lien entre la diminution du patrimoine retraite due à la loi de 1977 et les comportements de départ en retraite observés parmi les générations concernées par cette réduction. L'âge de départ en retraite a en effet continué de diminuer en dépit de la baisse du niveau de la pension de base organisée par la loi de 1977. Les auteurs concluent alors que le barème des retraites ne semble pas avoir, en moyenne, d'influence significative sur les décisions de départ.

Les quatre autres études mesurent l'effet d'un renforcement du caractère incitatif au recul de l'âge de départ du barème des pensions. *D'un côté*, Bozio (2006), Song et Manchester (2007b) et Mastrobuoni (2009) profitent d'un durcissement des conditions d'ouverture d'une pension de retraite sans pénalité pour estimer l'élasticité de l'offre de travail aux incitations financières. Bozio part plus précisément du renforcement des incitations au recul de l'âge de départ en retraite issu des lois portant réforme des retraites en France de 1993 et de 2003. Ces dernières organisent en effet l'allongement progressif, par génération, de la durée de cotisation nécessaire à l'obtention d'une retraite sans pénalité. Ce type de mesure a pour effet de décaler l'âge à partir duquel les agents peuvent prétendre à une retraite maximale (ou sans pénalité) en rendant les départs précoces plus pénalisants financièrement. Les assurés sont affectés, de manière exogène, suivant leur année de naissance ce qui permet à l'auteur d'établir, à partir d'une méthode de doubles différences, un lien causal entre l'allongement de

[4] L'assouplissement des conditions de cumul d'un emploi et d'une retraite, même s'il ne peut être considéré comme une modification du barème des pensions de retraite à proprement parler, a quant à lui donné lieu à un nombre plus important d'études de ce type (voir pour le Canada, Baker et Benjamin [1999], pour le Royaume-Uni, Disney et Smith [2002] et pour les Etats-Unis, Gruber et Orszag [2003], Song et Manchester [2003/2004, 2007a et 2007b], Haider et Loughran [2008])[4]. Les résultats de ces études sont mitigés. L'assouplissement du cumul emploi-retraite dans certains pays anglo-saxons semble avoir conduit à une accélération de la liquidation des droits à la retraite sans augmentation significative de l'offre de travail des seniors.

la durée de cotisation (exprimé en nombre de trimestres supplémentaires) et les éventuelles inflexions des comportements de départ en retraite (mesurées par l'âge de liquidation des droits à la retraite). A partir des fichiers administratifs de la CNAV et des données de l'Echantillon Inter-régimes des Retraités (EIR), il estime une élasticité de l'offre de travail de l'ordre de 0,54, ce qui équivaut à un recul de l'âge de liquidation des droits à la retraite de 1,5 mois pour un trimestre requis supplémentaire. L'auteur conclut ainsi à une sensibilité moyenne des futurs retraités au barème de calcul des droits à la retraite. Les prolongements récents apportés à ce travail par l'auteur (Bozio, 2009) renforcent cette conclusion. Song et Manchester et Mastrobuoni étudient quant à eux l'impact du relèvement du *Normal Retirement Age* (NRA) qui est, pour la SSA aux Etats-Unis, l'âge à partir duquel la pension de retraite est servie sans pénalité. Une loi de 1983 a en effet imposé une augmentation progressive de deux mois par génération (à partir de la génération 1938) du NRA. En partant respectivement des données administratives de la SSA (échantillon de 1 % des assurés) et des données du recensement (*Current Population Survey* de 1989 à 2007), les deux études concluent à un impact significatif de l'augmentation du NRA sur l'âge de départ en retraite observé mais pas de même ampleur. Song et Manchester estiment que l'augmentation du NRA a entraîné une légère diminution de la probabilité de liquider sa pension de retraite avant le NRA (de l'ordre de deux à quatre points de pourcentage) alors que Mastrobuoni conclut à une augmentation d'un mois de l'âge effectif de départ en retraite pour chaque augmentation de deux mois du NRA, soit une élasticité de même ordre que celle mesurée par Bozio.

*De l'autre côté*, Pingle (2006) propose une mesure de l'élasticité de l'offre de travail aux incitations financières à partir de l'évaluation d'un dispositif de type majoration de pension pour les individus prolongeant leur activité au-delà d'un certain âge. Il évalue plus précisément l'effet du renforcement, aux Etats-Unis, du *Delayed Retirement Credit* (DRC) sur les comportements de départ en retraite. Le DRC est un bonus accordé par la SSA à tous les retraités qui liquident leurs droits à la retraite après 65 ans et jusqu'à 70 ans. Ce bonus, créé en 1972 aux Etats-Unis a été renforcé en 1982, passant ainsi de 1 % à 3 % par année supplémentaire. Depuis 1983, son niveau est progressivement augmenté, par génération, pour atteindre 8 % par année supplémentaire pour les générations 1943 et suivantes. L'auteur profite de ce renforcement progressif pour tester la sensibilité des seniors aux incitations financières à la prolongation d'activité. A partir des données du *Survey on Income and Program Participation* de 1985 à 2003, il mesure l'influence du niveau du DRC sur la probabilité d'être en emploi entre 65 et 69 ans en estimant des modèles de panel et de doubles différences. L'auteur aboutit à la conclusion que l'influence des incitations financières à la

prolongation d'activité sur les comportements d'activité aux âges élevés est forte. Ainsi, une augmentation d'un point de pourcentage du niveau du DRC conduirait à une augmentation de même ampleur du taux d'emploi des hommes entre 65 et 70 ans.

En définitive, les modèles théoriques de décision de départ en retraite ne sont pas en mesure de déterminer l'effet d'une modification des barèmes de retraite et les recherches empiriques profitant d'une variabilité de ces barèmes introduite par un changement de réglementation sont peu nombreuses et ne sont pas unanimes quant à l'ampleur de l'effet de ces barèmes sur les décisions de départ en retraite. Nous proposons une nouvelle mesure de cet effet en étudiant l'impact de la mise en place, en 2004 en France, d'un dispositif renforçant les incitations financières au recul de l'âge de départ en retraite : la surcote.

## 3. Le dispositif de la surcote

La surcote a été introduite en 2004 pour renforcer les incitations financières au recul de l'âge de départ en retraite du régime général d'assurance-vieillesse. Elle s'ajoute, sous certaines conditions, à la pension de base pour les assurés qui cotisent plus de trimestres que nécessaire pour bénéficier d'une retraite sans pénalité (3.1). Depuis sa mise en place, le nombre de retraités ayant bénéficié de la surcote n'a cessé d'augmenter alors que, durant la même période, l'âge de départ en retraite ne s'est pas relevé. Les évolutions constatées à ce jour sur les indicateurs moyens ne permettent toutefois pas de déterminer l'impact du dispositif (3.2).

### 3.1. Le calcul de la pension du régime général et l'application de la surcote

#### 3.1.1. Le calcul de la pension hors surcote du régime général

Au régime général d'assurance vieillesse, la prestation de retraite est définie comme une fraction de la moyenne des meilleures années de salaires perçus par l'assuré au cours de sa vie active. L'ampleur de cette fraction est variable. Elle dépend de la longueur de la carrière de l'assuré, la carrière étant ici entendue dans son sens large. On y intègre en effet toutes les périodes d'emploi mais également certaines périodes de chômage, de maladie et d'invalidité. Ces périodes sont converties en trimestres, et le nombre total de ces trimestres est appelé durée validée. Plus la durée validée par l'assuré est grande, plus ce dernier se voit attribuer une pension importante, jusqu'à un certain plafond, fixé à 50 % de la moyenne des meilleures années de salaire. La pension de retraite (hors surcote) versée aux individus relevant du régime général d'assurance-vieillesse, notée $P_{HS}$, est ainsi obtenue selon le calcul suivant :

$$P_{HS} = \overline{W_{ref}} \times \tau \times C_p$$

- $\overline{W_{ref}}$ représente la moyenne des meilleures années de salaire, appelée le salaire annuel moyen (SAM) et se calcule de la manière suivante :

$$\overline{W_{ref}} = \frac{\sum_{s=1}^{S} w_s}{S}$$

Le nombre de meilleures années de salaire intégrées dans son calcul, *S*, est fonction de l'année de naissance de l'assuré. La loi portant réforme des retraites de 1993 a en effet fait passer ce nombre de 10 à 25, progressivement, par génération, comme précisé dans la colonne 2 du tableau 1.

- $\tau$ est le taux de la pension. Il est plafonné à 50% et est dit plein lorsqu'il atteint ce niveau plafond. C'est le cas lorsqu'un assuré valide un nombre suffisant de trimestres (ce nombre dépend également de l'année de naissance, *cf.* tableau 1, colonne 3), automatiquement s'il prend sa retraite à partir de 65 ans, ou encore dès l'âge de 60 ans par reconnaissance de l'inaptitude. Si aucune de ces trois conditions n'est réunie, une pénalité s'applique, appelée « décote ». Elle est proportionnelle à la distance (en trimestres) qui sépare l'assuré de la condition qui lui est le plus favorable. Le calcul du taux de la pension peut ainsi être résumé de la manière suivante :

$$\tau = 0{,}5 \times \left\{ 1 - d \times max\left[ 0; min\left\{ (65 - R), \frac{D - n}{4} \right\} \right] \right\}$$

Le taux de la pension est ainsi fonction de l'âge de liquidation des droits à la retraite, noté R, de la différence entre la durée d'assurance requise (notée *D*) et celle effectivement validée par l'assuré, notée *n*, ainsi que du taux de la décote, *d*. Ce dernier paramètre a été modifié par la loi portant réforme des retraites de 2003. Le niveau de la décote diminue ainsi progressivement. Il baisse au fil des générations, passant de 2,5 % par trimestre manquant pour les générations 1944 et précédentes à 1,25% pour les générations 1953 et suivantes (*cf.* tableau 1, colonne 4).

- $C_p$ est le coefficient de proratisation. Il se calcule de la manière suivante :

$$C_p = min\left\{1; \frac{n}{D_p}\right\}$$

Il rapporte la durée validée par l'assuré (*n*) à celle retenue pour le calcul de la proratisation (notée $D_p$, voir tableau 1, colonne 5). Le coefficient est plafonné à 1.

**Tableau 1. Evolution des paramètres de calcul de la pension, par année de naissance**

| **Année de naissance** | ***S*, nombre de salaires entrant dans $\overline{W_{ref}}$** | ***D*, Durée d'assurance requise** | ***d*, Taux de la décote (par trimestre manquant)** | **$D_p$, durée retenue pour le coefficient de proratisation** |
|---|---|---|---|---|
| 1933 ou avant | 10 | 150 | 2,500 %[5] | 150 |
| 1934 | 11 | 151 | 2,500 % | 150 |
| 1935 | 12 | 152 | 2,500 % | 150 |
| 1936 | 13 | 153 | 2,500 % | 150 |
| 1937 | 14 | 154 | 2,500 % | 150 |
| 1938 | 15 | 155 | 2,500 % | 150 |
| 1939 | 16 | 156 | 2,500 % | 150 |
| 1940 | 17 | 157 | 2,500 % | 150 |
| 1941 | 18 | 158 | 2,500 % | 150 |
| 1942 | 19 | 159 | 2,500 % | 150 |
| 1943 | 20 | 160 | 2,500 % | 150 |
| 1944 | 21 | 160 | 2,375 % | 152 |
| 1945 | 22 | 160 | 2,250 % | 154 |
| 1946 | 23 | 160 | 2,125 % | 156 |
| 1947 | 24 | 160 | 2,000 % | 158 |
| 1948 | 25 | 160 | 1,875 % | 160 |
| 1949 | 25 | 161 | 1,750 % | 161 |
| 1950 | 25 | 162 | 1,625 % | 162 |
| 1951 | 25 | 163 | 1,500 % | 163 |
| 1952 | 25 | 164 | 1,375 % | 164 |
| 1953 ou après | 25 | 164 | 1,250 % | 164 |

La pension de base du régime général d'assurance-vieillesse hors surcote est donc le produit des trois éléments décrits ci-dessus. Ils intègrent des paramètres qui ont été successivement modifiés par les réformes de 1993 et de 2003. La réforme de 2003 a également introduit un nouveau dispositif qui permet aux assurés qui souhaitent poursuivre leur activité au-delà de

[5] Ou 1,25 point sur le taux de liquidation.

l'âge d'obtention des droits au taux plein d'améliorer leur pension[6]. Cette majoration de pension est appelée surcote.

### 3.1.2. Le dispositif de la surcote

Depuis le 1er Janvier 2004, les assurés qui poursuivent leur activité au-delà de 60 ans et après avoir validé suffisamment de trimestres pour bénéficier d'une retraite sans pénalités, peuvent donc désormais bénéficier d'une surcote. La surcote est appliquée directement au montant annuel brut de la pension. La pension surcotée, notée $P_S$ , est obtenue comme suit :

$$P_S = P_{HS} \times \delta \times TRIM_S$$

Le niveau de majoration $\delta$ dépend de la date d'effet de la pension et de la date de cotisation des trimestres supplémentaires. Le nombre de ces trimestres est noté $TRIM_S$ . Après sa mise en place, la surcote a en effet été renforcée par deux décrets[7]. La majoration de pension est ainsi déterminée selon les taux suivants :

- Si la pension de retraite du régime général prend effet entre le 1er avril 2004 et le 31 décembre 2006, elle est majorée de 0,75 % pour chaque trimestre supplémentaire cotisé après 60 ans et au-delà de la durée requise pour l'obtention du taux plein ;
- Si la date d'effet de la pension de retraite se situe entre le 1er janvier 2007 et le 31 mars 2009, celle-ci est majorée de 0,75 % du 1er au 4ème trimestre supplémentaire cotisé entre 60 et 64 ans et au-delà de la durée requise, de 1 % à compter du 5ème trimestre supplémentaire validé entre 60 et 64 ans et au-delà de la durée requise, et de 1,25 % pour chaque trimestre supplémentaire validé au-delà du 65ème anniversaire ;
- Si la date d'effet de la pension se situe après le 1er avril 2009, la pension de retraite est majorée de 1,25 % pour chaque trimestre supplémentaire cotisé au-delà de la durée requise pour le taux plein à partir du 1er janvier 2009 et après 60 ans. Pour les trimestres cotisés entre le 1er janvier 2004 et le 31 décembre 2008, les trois taux précédents continuent de s'appliquer.

[6] L'article 25 de la loi n° 2003/775 du 21 août 2003 crée l'article L. 351-1-2 du code de la Sécurité Sociale qui prévoit l'application d'une majoration de pension pour les assurés ayant cotisé après 60 ans et au-delà de la durée requise pour bénéficier d'une retraite au taux plein. Les conditions d'application de cette majoration sont précisées par le décret n° 2004-156 du 16 février 2004.

[7] Décret n° 2006-1611 du 15 décembre 2006 et décret n° 2008-1509 du 30 décembre 2008 modifiant l'article D. 351-1-4 du code de la Sécurité Sociale.

Le tableau 2 résume, à partir d'une illustration théorique, la montée en charge du dispositif. On peut y observer l'augmentation progressive de la majoration de pension selon l'année de validation des trimestres supplémentaires et le nombre de ces trimestres. Il s'agit toutefois de cas de figure théoriques puisqu'ils ne sont valables qu'à la condition que les trimestres soient validés à la suite, sans interruption, et que la liquidation de la pension intervienne au 31 décembre de l'année de validation du dernier trimestre de surcote[8].

**Tableau 2. Majoration théorique de pension au titre de la surcote selon la durée supplémentaire validée et l'année de validation***

| | **Année de validation des trimestres** | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **2005** | **2006** | **2007** | **2008** | **2009** | **2010** |
| **1 année avant 65 ans** | 3 % | 3 % | 3 % | 3 % | 5 % | 5 % |
| **2 années avant 65 ans** | 6 % | 6 % | 6 % | 7 % | 8 % | 10 % |
| **1 année au-delà de 65 ans** | 3 % | 3 % | 5 % | 5 % | 5 % | 5 % |

* Liquidation la pension au 31/12 de la même année

En principe, le dispositif de la surcote est accessible à tous les assurés du régime général, sans distinction d'appartenance à une génération, contrairement à d'autres modifications des paramètres de calcul des pensions, comme celles de la durée requise pour le taux plein ou du nombre de salaires entrant dans le SAM. Toutefois, les règles définissant les conditions d'obtention de la surcote limitent, de fait, son accès pour certaines catégories d'assurés. On peut distinguer deux motifs de limitation. Le premier a trait à la durée validée par l'assuré à l'âge de 60 ans, le second à la date de mise en place de la surcote.

- En s'appliquant aux trimestres « cotisés » au-delà de la durée requise pour bénéficier d'une retraite sans pénalités, la surcote est limitée aux assurés disposant d'une durée validée importante. Les individus qui arrivent à l'âge de 60 ans avec un nombre de trimestres faible pourront ainsi difficilement prétendre à la surcote.

- En s'appliquant uniquement aux trimestres cotisés à partir du 1er janvier 2004 et par conséquent aux pensions de retraite prenant effet à compter du 1er avril 2004, la surcote est *de facto* limitée aux personnes nées à partir de 1939. Ces dernières ont en effet moins de 65 ans au moment où la surcote est mise en place. Elles ont donc la possibilité de poursuivre leur activité, au moins jusqu'à 65 ans, pour pouvoir en bénéficier. Les assurés des générations précédentes avaient en revanche déjà atteint l'âge de 65 ans en 2004. Ils avaient, dans l'ensemble, déjà pris leur retraite. Ainsi, d'après les données de l'échantillon au 20ème des assurés de la Caisse Nationale d'Assurance-Vieillesse, près de 98 % des retraités de la

[8] Dans les faits, la date d'effet de la pension, sauf cas particuliers, est fixée au premier jour d'un mois civil.

génération 1938 avaient déjà pris leur retraite en 2004, l'année de leur 66ème anniversaire. Cela signifie que seuls 2 % des retraités nés en 1938 étaient, en 2004, potentiellement concernés par la surcote[9]. Il est donc possible d'écrire, sans trahir le principe de non-exclusion par l'année de naissance à l'origine du dispositif, que la surcote s'applique en réalité uniquement aux personnes nées après 1938, autrement dit à celles qui avaient au plus 65 ans au cours de l'année 2004.

En résumé, il existe donc deux sources de limitation de l'accès à la surcote : la durée validée par l'assuré à 60 ans et la date d'application de la surcote. La première source relève de l'assuré lui-même et peut être liée à son désir de recourir à la surcote : la longueur de la carrière dépend en effet, entre autres, des choix passés de l'assuré et potentiellement de sa sensibilité au dispositif de la surcote. La seconde source de limitation relève en revanche d'une décision du législateur et en ce sens elle est exogène au recours à la surcote. C'est cette seconde source de limitation que nous exploitons dans notre étude. Elle assure une variabilité interindividuelle totalement exogène.

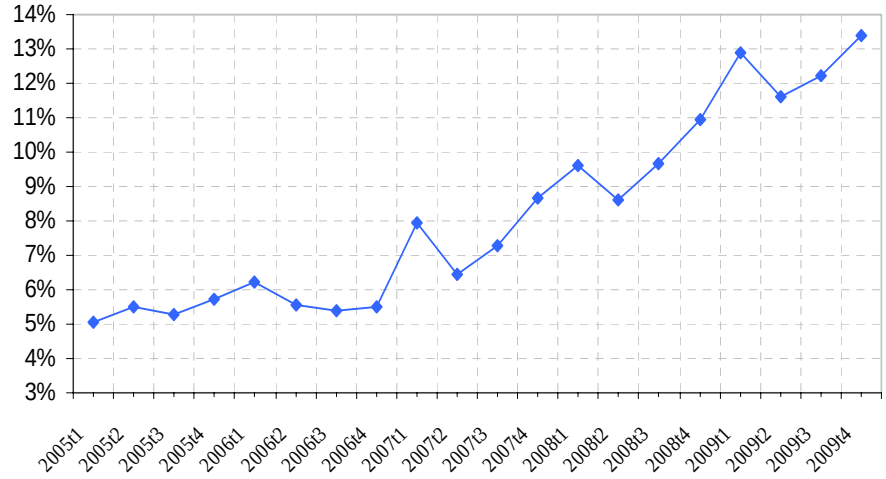
### 3.2. Quelques faits stylisés

#### 3.2.1. La montée en charge du dispositif

Depuis son entrée en vigueur, la surcote semble connaître un succès grandissant. La part des bénéficiaires de la surcote parmi les nouveaux retraités n'a cessé d'augmenter comme le montre le graphique 1. Les surcotants représentent ainsi en 2009 12,6 % des nouveaux retraités de droit direct[10]. Au total, depuis sa création, près de 290 000 personnes ont pu bénéficier de ce dispositif. Cet accroissement de la part des surcotants reflète en premier lieu la montée en charge du dispositif. L'objectif de la surcote étant d'inciter au décalage du départ en retraite, il est logique que les surcotants soient de plus en plus nombreux au cours des premières années qui suivent sa mise en place.

[9] Même pour ces derniers, le recours à la surcote est fortement compromis dans la mesure où il ne peut intervenir qu'après le 65ème anniversaire, soit après l'âge de mise à la retraite d'office.
[10] Par opposition à la pension de réversion qui est un droit dérivé.

**Graphique 1. Part des bénéficiaires de la surcote parmi les nouveaux retraités de droit direct entre 2005 et 2009**

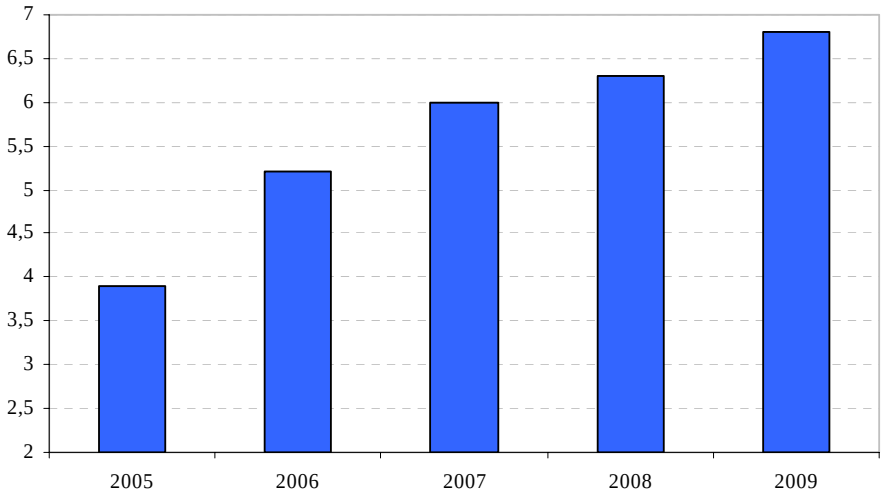



Système National Statistique des Prestations (SNSP, Infocentre).
Champ : Ensemble des nouveaux retraités de 2005 à 2009.
Lecture : 6,2 % des assurés du régime général ayant liquidé leur pension au premier trimestre 2006 ont bénéficié de la surcote.

Il en est de même pour la durée moyenne de la surcote (graphique 2). La première année, la durée moyenne de surcote est forcément courte dans la mesure où elle ne peut avoir débuté qu'au premier trimestre de la même année. Elle s'allonge ensuite au fur et à mesure des années puisqu'elle est assise sur un nombre de trimestres potentiels plus important. Aussi, les assurés qui liquident une pension avec surcote en 2005 ne peuvent logiquement avoir cotisé plus de sept trimestres à ce titre, alors que ceux de l'année 2009 peuvent avoir surcoté jusqu'à vingt-trois trimestres.

L'apparent succès de la surcote est également à mettre en lien avec la situation qui prévalait avant son entrée en vigueur. Il peut en effet s'agir d'un simple effet d'aubaine. Bien que la poursuite de l'activité au-delà de l'âge du taux plein ne permettait pas, avant la mise en place de la surcote, d'acquérir des droits à la retraite supplémentaires au régime général, une part non négligeable des assurés continuait tout de même de travailler après avoir validé suffisamment de trimestres pour bénéficier d'une retraite sans pénalités. On estime ainsi à près de 7 % la part des assurés qui, avant la réforme des retraites de 2003, prolongeaient leur activité au-delà du taux plein (Albert, Grave et Oliveau, 2008).

**Graphique 2. Durée moyenne (en trimestres) de la surcote entre 2005 et 2009**




Source : Flux exhaustif des nouveaux retraités du RG, SNSP (Infocentre).
Champ : Bénéficiaires de la surcote entre 2005 et 2009.
Lecture : Les bénéficiaires de la surcote durant l'année 2006 ont une durée moyenne de surcote de 5,2 trimestres.

Les effets conjoncturels (montée en charge du dispositif, différence de taille des générations[11]) ne permettent pas de distinguer l'ampleur de cet effet d'aubaine à partir des statistiques présentées. Seule une analyse par génération, en distinguant les générations qui sont concernées par la surcote de celles qui ne le sont pas, permettrait de mesurer les modifications de comportements de départ en retraite imputables à la mise en place de la surcote. Nous mettons en œuvre une telle analyse dans les sections suivantes.

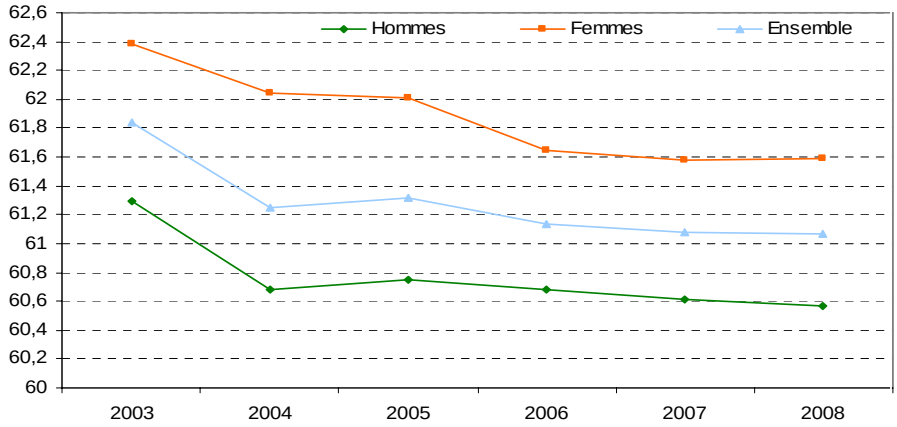
### 3.2.2. L'évolution de l'âge moyen de départ en retraite depuis l'entrée en vigueur du dispositif

Le dispositif de la surcote est destiné à inciter les individus à prendre leur retraite plus tardivement. Jusqu'à présent, l'impact de l'augmentation du nombre de surcotants sur l'âge de départ en retraite n'est pas visible. L'âge moyen de départ en retraite n'a en effet pas augmenté depuis l'entrée en vigueur de la surcote en 2004 (graphique 3). Il a au contraire diminué à partir de 2004 avec la mise en place du dispositif de retraites anticipées « carrières longues », qui permet à certains assurés de partir en retraite avant l'âge de 60 ans, et la déformation de la structure démographique des départs à la retraite liée au phénomène du

[11] Les statistiques présentées sont issues du flux exhaustif des retraités entre 2004 et 2008. Durant cette période, la structure démographique des flux s'est fortement modifiée sous l'effet du départ en retraite des premières générations nombreuses du baby-boom. Par exemple, la taille de la génération 1948, celle qui part à 60 ans en 2008, est plus importante que celle de la génération 1943 (effet « baby-boom »), qui part à 65 ans la même année. La génération 1948 représente ainsi 1,47 fois la génération 1943. La structure des départs s'en trouve donc affectée.

« papy-boom ». Il est ainsi passé de 61,8 ans en 2003 à moins de 61,1 ans en 2008. Dans ces conditions, l'impact de la surcote sur l'âge moyen de départ en retraite est difficilement observable.

**Graphique 3. Age moyen de départ en retraite entre 2003 et 2008**



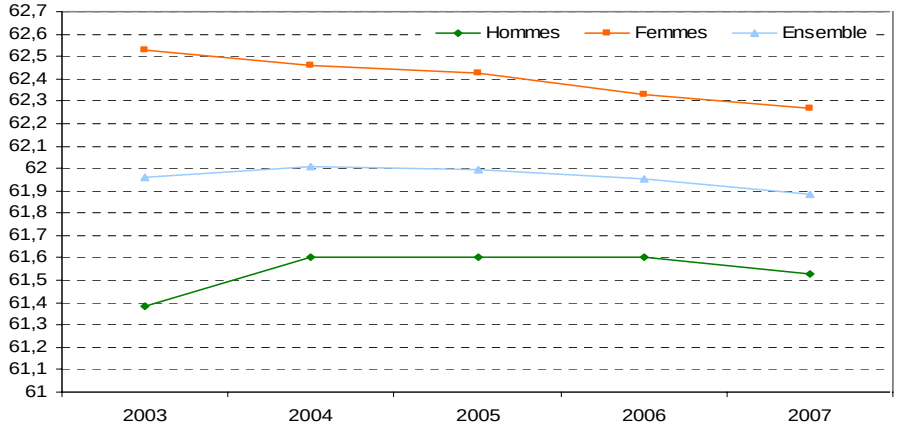

Source : Flux exhaustif des nouveaux retraités du RG, SNSP (Infocentre).
Champ : Assurés ayant liquidé leur retraite entre 2003 et 2008.
Lecture : Les assurés ayant liquidé leur retraite en 2003 l'ont fait en moyenne à 61,8 ans.

Le graphique 4, issu de Benallah et Mette (2009), présente ce qu'aurait été l'évolution de l'âge moyen de départ en retraite entre 2003 et 2007 si le dispositif de retraite anticipée carrières longues n'avait pas été créé[12] et si la structure démographique ne s'était pas modifiée[13].

On peut ainsi observer que même en neutralisant l'effet des retraites anticipées et celui de l'évolution de la structure démographique, l'âge moyen de départ en retraite ne semble pas augmenter. Il reste en effet relativement stable sur l'ensemble de la période, avec toutefois des différences notables entre les hommes et les femmes. L'âge de départ en retraite des hommes passe de 61,3 à 61,5 ans entre 2003 et 2007 alors que celui des femmes diminue sur la même période, passant ainsi de 62,5 ans à 62,3 ans.

[12] On considère que tous les départs avant 60 ans auraient eu lieu à 60 ans en l'absence de retraites anticipées.
[13] On déduit de l'évolution des flux celle qui est imputable à l'accroissement de la taille de la génération, en prenant comme référence le flux de départ de l'année 2001.

**Graphique 4. Age moyen de départ en retraite entre 2003 et 2007 corrigé des retraites anticipées et de l'évolution de la structure démographique**




Source : Flux exhaustif des nouveaux retraités du RG, SNSP (Infocentre), Benallah et Mette (2009).
Champ : Assurés ayant liquidé leur retraite entre 2003 et 2007.
Lecture : En l'absence de retraites anticipées et modification de la structure démographique, l'âge moyen de départ en retraite aurait été de 62 ans pour les assurés ayant liquidé leur retraite en 2005.

La surcote n'a donc pour le moment pas d'impact à la hausse visible, au niveau macro, sur l'âge de départ en retraite. Les données concernant la surcote présentées dans cette section sont éclairantes dans la mesure où elles apportent des premiers éléments de chiffrage. Cela étant, elles ne permettent pas d'évaluer l'efficacité de ce dispositif en matière de modification des comportements de départ en retraite. Il faut pour cela adopter une stratégie d'évaluation qui garantisse d'isoler les effets structurels de la surcote (modifications des comportements de départ en retraite), de tous les effets conjoncturels liés notamment à la montée en charge du dispositif et aux différences de tailles des générations. Cela est l'objet des sections suivantes.

## 4. La méthode d'évaluation

Nous mettons en œuvre une évaluation des effets de la surcote sur les comportements de départ en retraite en mobilisant la méthode d'évaluation par appariement sur le score de propension (4.1). Cette méthode nécessite de disposer de données précises permettant notamment de distinguer les individus concernés par le dispositif de ceux qui ne le sont pas et de comparer les comportements de ces deux sous-groupes. Les données mobilisées dans le cadre de cette étude répondent à de telles exigences. La mise en œuvre de l'évaluation par appariement sur le score de propension demande enfin d'opérer des choix pour garantir une comparabilité entre les deux sous-groupes. Ces choix, ainsi que les données mobilisées sont l'objet de la dernière sous-section (4.2).

### 4.1. Le modèle estimé

Nous cherchons à évaluer l'ampleur du lien qui unit le barème du système de retraite et les décisions de départ en observant la manière dont la mise en place de la surcote a impacté les comportements de liquidation des droits à la retraite depuis 2004. Cela suppose de pouvoir comparer les décisions de départ en retraite effectivement observées à celles qui auraient potentiellement été prises, en l'absence du dispositif. Pour cela, nous partons du cadre théorique proposé par Rubin (1974) qui permet, sous certaines conditions, d'établir un lien causal entre deux évènements à partir de la notion centrale de « résultat potentiel ». Nous nous référons également, pour la mise en œuvre pratique de l'évaluation, au protocole d'application détaillé dans Caliendo et Kopeinig (2005).

Dans le cas qui nous intéresse, l'événement étudié est donc la mise en place de la surcote (ou le renforcement des incitations financières à la prolongation d'activité). On note $T_i$ la situation de l'individu *i*, appartenant à un échantillon de taille *N*, vis-à-vis de la surcote. $T_i$ vaut 1 lorsque l'individu peut bénéficier de la surcote s'il recule son départ en retraite, et il est égal à 0 sinon. L'événement $T_i$ peut avoir un effet sur la décision de départ en retraite de l'individu *i*. Nous notons cette décision $R_i$. Il existe donc potentiellement deux décisions de départ en retraite pour un même individu suivant sa situation vis-à-vis de la surcote : $R_i(0)$ qui représente la décision de départ en retraite qui serait prise par l'individu *i* en l'absence de possibilité de recours au dispositif de la surcote (c'est-à-dire si $T_i = 0$) et $R_i(1)$ qui traduit celle qui serait prise par le même individu en présence de la surcote (autrement dit, si $T_i = 1$). Dans ce cas l'effet imputable à la surcote, que l'on note $\Delta_i$, pourrait théoriquement être mesuré par la différence entre ces deux résultats potentiels :

$$\Delta_i = R_i(1) - R_i(0)$$

Comme l'individu *i* ne peut se trouver que dans l'une des deux situations, on ne peut observer que l'une des deux décisions de départ en retraite. Il ne peut en effet prendre qu'une seule fois sa retraite et n'est confronté qu'à une seule situation vis-à-vis de la surcote. Aussi, pour un individu *i* concerné par la surcote, $R_i(1)$ est observée tandis que $R_i(0)$ est inconnue. A l'inverse, pour un individu *i* qui n'a pas accès à la surcote, $R_i(0)$ est observée alors que $R_i(1)$ ne peut l'être. Cela revient à écrire que :

$$R_i = R_i(T_i) = R_i(0)\cdot(1-T_i) + R_i(1)\cdot T_i = \begin{cases} R_i(0) & si\ T_i = 0 \\ R_i(1) & si\ T_i = 1 \end{cases}$$

Il n'est donc pas possible d'établir l'effet causal de la surcote au niveau individuel. Par contre, il est possible, sous certaines hypothèses, de le mesurer au niveau moyen, en définissant ce dernier comme la différence des moyennes de $R_i(1)$ et de $R_i(0)$ sur les sous-populations des individus concernés par la surcote et de ceux qui ne le sont pas. Nous nous intéressons plus particulièrement à l'effet moyen du dispositif sur la population concernée par la réforme ou, en d'autres termes, si l'on considère la mise en place de la réforme de 2003 comme un traitement « administré » à des individus, à l'effet moyen du traitement sur la population traitée (*Average Treatment effect on the Treated – ATT –*)

$$\Delta_{att} = E\left[R_i(1) - R_i(0) \middle| T_i = 1\right]$$

La principale difficulté réside dans le fait qu'il est impossible, par définition, d'observer $E\left[R_i(0) \middle| T_i = 1\right]$. A ce stade, il convient donc de faire une hypothèse permettant l'identification de l'effet moyen du traitement sur la population concernée par la surcote. On suppose ici que l'information contenue dans $E\left[R_i(0) \middle| T_i = 1\right]$ peut être directement déduite de celle observée pour le groupe des individus qui ne sont pas concernés par la surcote. Cette hypothèse est résumée dans l'égalité ci-dessous :

$$E\left[R_i(0) \middle| T_i = 1\right] = E\left[R_i(0) \middle| T_i = 0\right] = E\left[R_i(0)\right]$$

Les individus non concernés par la surcote sont de ce fait considérés comme des contrefactuels, c'est-à-dire qu'ils sont supposés être l'exact reflet des individus concernés par la surcote dans le cas théorique où ils ne l'auraient pas été. Cette hypothèse revient en fait à considérer que sans la mise en place de la surcote en 2004, les individus concernés par la surcote et ceux qui ne le sont pas auraient eu des comportements de départ en retraite identiques. Si cette hypothèse est vérifiée, l'effet de la réforme des retraites peut être mesuré comme la différence de comportement de départ moyen entre ces deux sous-populations. Aussi, dans ce cas, on peut écrire :

$$\Delta_{att} = E\left[R_i(1) \middle| T_i = 1\right] - E\left[R_i(0) \middle| T_i = 0\right]$$

On parle ici d'estimateur « naïf » de l'effet de la réforme.

Toutefois, si les individus concernés par la surcote et ceux qui ne le sont pas ont des caractéristiques différentes, et que celles-ci sont susceptibles d'avoir une influence sur leur décision de départ en retraite, les résultats de l'estimation de l'effet moyen du traitement peuvent être biaisés. Le biais peut provenir du fait que la situation moyenne des individus qui ont bénéficié de la réforme n'aurait probablement pas été la même, en l'absence de réforme, que celles des individus n'en ayant pas bénéficié. Ce biais peut précisément apparaître quand la réforme ne bénéficie pas aux individus de manière aléatoire, ou dit autrement, quand les individus bénéficiant de la réforme sont sélectionnés suivant un ou plusieurs critères, ce(s) critère(s) étant susceptible(s) d'influencer la variable de résultat.

La réforme des retraites de 2003 ne relevant pas d'une mise en œuvre par échantillonnage aléatoire, la question du biais de sélection soulevée par l'utilisation d'un estimateur naïf pour l'évaluation des effets de la surcote se pose. La législation issue des réformes s'applique en effet principalement en fonction de l'année de naissance[14]. Il peut exister des différences entre ces générations et celles qui ne sont pas concernées par la réforme. Il est en effet possible que les caractéristiques de chacune de ces générations soient différentes notamment en raison des évolutions sur le marché du travail (augmentation de l'âge d'entrée dans la vie active, aléas de carrière plus nombreux, etc.). Ces caractéristiques pourraient alors affecter les comportements de départ en retraite, ce qui nous conduirait à sur ou sous estimer l'impact de l'introduction de la surcote sur ces comportements.

Pour contourner cette difficulté, nous mettons en œuvre la solution proposée par Rosenbaum et Rubin (1983). D'après ces derniers, il convient de limiter la comparaison aux individus "comparables ", afin de contrôler de ce biais de sélection. Ils proposent de comparer les individus disposant des mêmes caractéristiques observables *X*. Si une telle comparaison est mise en œuvre, la réforme est alors considérée comme distribuée aléatoirement "conditionnellement aux caractéristiques observables". Cette condition, communément appelée *Conditional Independance Assumption (CIA)*, s'écrit :

[14] Cela n'est pas tout à fait le cas en ce qui concerne la mise en place de la surcote puisqu'elle prend effet à partir de 2004, sans condition d'appartenance à une génération. Il n'en demeure pas moins qu'elle ne concerne de fait que les générations qui n'avaient pas encore atteint l'âge de 65 ans au moment de la mise en place du dispositif, c'est-à-dire en 2004.

$$R_i(0), R_i(1) \perp T_i \mid X_i$$

Réaliser un appariement entre les deux sous-populations sur les caractéristiques observables revient à trouver pour chaque individu concerné par la réforme son "équivalent" non concerné compte tenu des caractéristiques retenues. S'agissant de l'évaluation du dispositif de la surcote, le critère différenciant les personnes concernées et celles qui ne le sont pas est l'année de naissance. Comme nous l'avons dit plus haut, ce critère renvoie à des parcours sur le marché du travail différents. Parvenir à identifier des individus qui se ressemblent en tous points, c'est-à-dire qui ont exactement le même parcours professionnel, est compliqué. Le nombre des caractéristiques est en effet élevé et il est difficile de réaliser un appariement sur l'ensemble de ces caractéristiques. Une solution proposée par les auteurs est d'apparier sur le score de propension $e(X_i)$, défini ici comme la probabilité, pour un individu *i* possédant les caractéristiques *X*, d'être concerné par le dispositif de la surcote :

$$e(X_i) = Pr(T_i = 1 \mid X_i)$$

La décision de départ en retraite est alors considérée comme indépendante des modalités de recours à la surcote, conditionnellement au score de propension, ce qui revient à écrire :

$$R_i(0), R_i(1) \perp T_i \mid e(X_i)$$

Il n'est donc pas nécessaire d'apparier les individus en tenant compte de l'ensemble de leurs caractéristiques observables. Le score de propension en constitue en effet un résumé, une représentation unidimensionnelle. Finalement, l'effet de la mise en place du dispositif de la surcote sur les décisions de départ en retraite est évalué de la manière suivante :

$$\Delta_{att} = E_{e(X_i) \mid T_i=1} \left\{ E\left[R_i(1) \mid T_i = 1, e(X_i)\right] - E\left[R_i(0) \mid T_i = 0, e(X_i)\right] \right\}$$

Il reste, en dernier lieu, à déterminer sur quelle base l'appariement doit avoir lieu. Il est nécessaire de disposer, pour chaque individu concerné par la surcote, d'un homologue non concerné c'est-à-dire d'un individu qui ne peut pas bénéficier du dispositif mais qui possède un score dont la valeur est proche de celle de l'individu qui peut en bénéficier. Cela a pour

conséquence qu'au voisinage du score de l'individu concerné par la surcote, la densité du score des individus non concernés doit être non nulle, ce qui implique qu'on ne peut estimer l'effet de la surcote que de manière locale, c'est-à-dire sur la partie commune des distributions de score des assurés concernés par le dispositif et de ceux qui ne le sont pas, appelée support commun. Il doit donc exister un intervalle commun aux deux distributions du score de propension.

Il existe différents algorithmes d'appariement (méthode d'appariement sur le plus proche voisin, sur une fonction noyau – Kernel matching –, sur un périmètre de voisinage, etc.). L'efficacité de chacun de ces algorithmes d'appariement est variable et dépend pour l'essentiel de la structure des données et de la précision du modèle générant le score de propension. Les données mobilisées et les conditions d'estimation du modèle sont présentées dans la sous-section suivante (4.2). A l'issue de cette présentation, nous serons en mesure d'indiquer l'algorithme d'appariement choisi dans le cadre de notre étude.

### 4.2. La mise en œuvre de l'évaluation

#### 4.2.1. Sélection des groupes de traitement et de contrôle

On souhaite vérifier si des changements dans les comportements de départ en retraite sont imputables à la mise en place de la surcote. Pour cela, on mobilise la méthode économétrique d'appariement sur le score de propension qui consiste, comme nous l'avons exposé précédemment, à comparer l'occurrence d'un évènement (ici la décision de départ en retraite) parmi deux sous-populations : la première a subi un choc – un « traitement » – susceptible de modifier la probabilité d'occurrence du phénomène en question, la seconde (dite contrefactuel) n'a subi aucun choc. Il nous faut ainsi identifier une population d'assurés « traités » c'est-à-dire une population pour laquelle le recours à la surcote est possible dès son soixantième anniversaire et une population d'assurés « non-traités », qui n'a aucune possibilité de recours à la surcote entre son soixantième et son soixante-cinquième anniversaire mais qui remplit les conditions d'éligibilité au dispositif.

Nous avons vu plus haut qu'il existe deux sources de limitation d'accès à la surcote. La première est la durée validée à l'âge de 60 ans. Dans la mesure où elle peut relever de l'assuré lui-même et potentiellement de son désir de recourir à la surcote, cette source de limitation ne peut être considérée comme un choc exogène. On ne peut donc pas s'en servir pour évaluer l'impact de la surcote sur les comportements de départ en retraite. La seconde source de limitation est la date de mise en place du dispositif. Elle relève d'une décision du législateur ce qui la rend indépendante de la volonté de l'assuré de recourir à la surcote. En ce sens, elle

assure une variabilité interindividuelle totalement exogène. On peut donc utiliser la date d'entrée en vigueur de la surcote comme moyen de séparer les individus en deux sous-populations : une première regroupe les individus ayant accès à la surcote dès leur soixantième anniversaire, indépendamment de leur volonté d'y avoir recours ; une seconde sous-population est construite en retenant les individus qui ne peuvent pas recourir au dispositif même s'ils souhaitent le faire. Aussi, compte tenu de la date d'entrée en vigueur du dispositif (année 2004), les deux groupes sont construits de la manière suivante :

*D'un côté*, en 2004, au moment de la mise en place du dispositif de surcote, la génération 1944 atteignait l'âge de 60 ans et, à ce titre, était la génération la plus jeune pouvant prétendre à une pension surcotée en se maintenant en activité et en repoussant son âge de départ en retraite. On considère ainsi cette génération comme « le groupe de traitement ». On pourrait également retenir les générations suivantes pour construire notre population d'individus « traités ». La difficulté réside dans le fait que ces générations sont par définition plus jeunes et que par conséquent les individus les composant sont nombreux à ne pas encore avoir pris leur retraite. On ne peut donc pas complètement observer leurs décisions de départ ce qui rend, pour le moment, l'évaluation difficile pour les générations plus jeunes[15].

*De l'autre côté*, la génération 1938 atteignait 66 ans en 2004 ce qui signifie qu'elle n'a pas pu bénéficier de la surcote en prolongeant son activité et en reculant son âge de départ en retraite. Si certains assurés de cette génération ont prolongé leur activité après 60 ans et au-delà de la durée requise pour le taux plein, c'est donc sans considération de la surcote, cette dernière n'existant pas encore. La génération 1938 est donc considérée comme le « groupe de contrôle » de notre évaluation, autrement dit notre population « non traitée ».

Parmi les générations 1944 et 1938, tous les assurés ne seront toutefois pas éligibles à la surcote. Les individus qui arrivent à l'âge de 60 ans avec un nombre de trimestres faible pourront en effet difficilement prétendre au dispositif. Il nous faut donc restreindre notre analyse aux potentiels surcoteurs, c'est-à-dire aux individus qui sont éligibles au dispositif en termes de durée d'assurance validée. Une façon de faire est d'éliminer tous les assurés qui arrivent à l'âge de 60 ans en ne disposant pas du nombre de trimestres nécessaire au recours à la surcote. Cela revient à ne retenir que les individus qui disposent, à l'âge de 60 ans, de la durée requise pour bénéficier d'une retraite au taux plein. L'inconvénient de ce critère est qu'il est basé sur une condition de durée nécessaire pour le taux plein. Or, avec l'allongement

[15] On peut toutefois déjà vérifier s'ils sont plus nombreux à décaler leur départ à la retraite après 60 ans. C'est ce que nous faisons plus loin.

de la durée d'assurance requise prévu par les réformes de 1993 et de 2003, cette durée n'est pas identique pour les générations 1938 et 1944. Les individus nés en 1938 doivent en effet justifier de 155 trimestres pour prétendre à une retraite au taux plein alors que ceux nés en 1944 doivent en valider 160 (*cf.* tableau 1). Ce critère crée donc une source de différenciation entre les deux sous-populations, autre que celle induite par l'éligibilité au dispositif de la surcote. La méthode d'évaluation que nous mobilisons n'étant valable que si les deux sous-populations ne sont pas différenciables, au critère d'éligibilité à la surcote près, les résultats des estimations basées sur ces critères de sélection risqueraient d'être biaisés.

Pour annuler cette seconde source de différenciation, nous ne retenons que les assurés qui ont validé au moins 160 trimestres l'année de leur 60ème anniversaire[16]. Cette solution permet ainsi de placer au même point de départ tous les individus soumis à l'évaluation, quel que soit le groupe auquel ils appartiennent (groupe de traitement ou de contrôle) et sans considération des différences de durée requise pour obtenir le taux plein entre les deux générations. Les individus de la génération 1938 et de la génération 1944 ont ainsi, au départ, une propension à repousser leur départ à la retraite strictement identique. Les modalités de construction des deux groupes sont résumées dans le tableau 3.

**Tableau 3. Construction du groupe « traité » et du groupe de contrôle**

| Groupe traité | Groupe de contrôle |
|---|---|
| Assurés nés en 1944 ayant validé au moins 160 trimestres l'année de leurs 60 ans (hors MDA) | Assurés nés en 1938 ayant validé au moins 160 trimestres l'année de leurs 60 ans (hors MDA) |

Pour procéder à une telle dichotomie, il est nécessaire de disposer de données longitudinales qui permettent de distinguer les deux cohortes d'assurés mais également de connaître la durée que les individus appartenant à chacune de ces cohortes ont validée avant de pouvoir partir en retraite. L'échantillon des assurés de la CNAV est doté de telles caractéristiques. A notre connaissance, il s'agit de la seule source d'information qui permet la mise en œuvre d'une évaluation de ce type. Plus précisément, l'échantillon des assurés de la CNAV est un échantillon représentatif des assurés du régime général d'assurance-vieillesse. Le taux d'échantillonnage est de 1/20. Les assurés sont aussi bien des cotisants, c'est-à-dire des personnes qui ont au moins une validation au régime général d'assurance-vieillesse mais qui n'ont pas encore liquidé leur retraite, que des retraités. Il est enrichi tous les deux ans des nouveaux assurés du régime général et des données actualisées pour ce qui est des assurés qui

[16] Hors majoration de durée d'assurance pour les femmes.

sont initialement présents dans l'échantillon, avec une mise à jour tous semestrielle des départs en retraite.

### 4.2.2. La construction du contrefactuel

En plus de permettre le suivi de cohortes de manière persistante dans le temps, de leur première validation à leur départ en retraite[17], les données de l'échantillon de la CNAV apportent des informations très fines sur l'assuré, particulièrement sur le déroulement de sa carrière. Pour mieux comprendre la richesse de ces données, il est utile de rappeler la manière dont les fichiers de la CNAV sont constitués et le type d'information que cette dernière recueille. Par définition, les données recueillies par la CNAV ont pour but de déterminer les droits à la retraite auxquels peuvent prétendre ses assurés. Nous l'avons vu dans la sous-section 3.1, ces droits dépendent de nombreux paramètres qui ont trait à la fois à des caractéristiques personnelles (la date de naissance par exemple) ainsi qu'à des éléments de carrière. Les fichiers de gestion de la CNAV, appelés les « Référentiels Nationaux », sont alimentés selon le circuit représenté dans le schéma 1 (annexe 1). Nous disposons donc, pour notre évaluation, d'un résumé de l'ensemble des informations recueillies par la CNAV sur un échantillon au vingtième de l'exhaustif des assurés du régime général d'assurance-vieillesse. Nous avons ainsi un échantillon très large d'individus pour lesquels nous disposons d'informations administratives assez fines et qui nous permettent notamment de retracer l'ensemble de leur carrière, jusqu'à leur départ en retraite. Cette source de données est particulièrement précieuse compte tenu de la manière dont nous sélectionnons les individus appartenant au groupe de traitement et ceux appartenant au groupe de contrôle. Il nous faut en effet disposer de leur année de naissance mais aussi connaître l'état de leur carrière à leur 60ème anniversaire pour ne sélectionner, aussi bien pour le groupe de traitement que pour celui de contrôle, que les assurés ayant validé au moins 160 trimestres à cette date.

Pour mettre en œuvre notre évaluation, il nous faut par ailleurs rendre nos deux générations comparables. Pour ce faire, nous retenons, pour le calcul du score de propension, une série de variables résumant le parcours de l'assuré sur le marché du travail ainsi que des variables sociodémographiques et une information sur le revenu. Le parcours de l'assuré est découpé en deux parties. Du premier report à l'âge de 55 ans, nous retenons trois variables : la part de la carrière (au sens strict, c'est-à-dire les trimestres cotisés) qui relève du régime général

[17] En réalité, on peut observer les assurés tirés dans l'échantillon jusqu'à leur décès. Dans le cas de notre étude, il n'est utile de les suivre que jusqu'à leur âge de départ en retraite.

(autrement dit qui correspond au statut de salarié du privé) ; la part de l'aléa chômage dans la carrière ; et la part de la maladie dans les trimestres validés. Nous prêtons ensuite une attention particulière à ce qui se passe entre 55 et 60 ans. Il s'agit en effet d'une phase critique dans la carrière des individus, susceptibles d'affecter leurs choix de départ en retraite (Magnac *et alii*, 2006). Nous contrôlons ainsi du nombre de trimestres de chômage et de maladie dans la période qui précède le départ à la retraite. Nous ajoutons enfin, pour résumer la carrière, le nombre de trimestres validés à 60 ans (qui ne peut être inférieur à 160) qui reflète la longueur de la carrière, et la moyenne des dix meilleures années de salaires enregistrés jusqu'à l'âge de 60 ans[18]. L'ensemble des variables retenues dans le calcul du score de propension est résumé dans le tableau 4.

## I. Tableau 4. Caractéristiques entrant dans le calcul du score de propension

| Caractéristiques | Description | Modalités |
|---|---|---|
| **Sociodémographiques** | | |
| **SEXE** | Sexe | Hommes ; Femmes |
| **PAYS_NAIS** | Pays de naissance | France ; Etranger |
| **Revenus** | | |
| **SAM_10** | Moyenne des 10 meilleures années de salaire à l'âge de 60 ans | Classes par quartiles de salaires. Les quartiles sont calculés séparément pour les hommes et les femmes |
| **Carrière** | | |
| **RG** | Part du régime général dans les trimestres cotisés à l'âge de 55 ans | 30 % ou moins ; Entre 30 % et 50 % de la carrière ; Entre 50 % et 80 % ; Entre 80 % et 100 % ; 100 % de la carrière |
| **CHO_55** | Part du chômage dans l'ensemble de la carrière à l'âge de 55 ans | Aucune période de chômage ; entre 0 et 5 % de la carrière ; entre 5 et 10 % de la carrière; Plus de 10 % de la carrière |
| **Situation entre 55 et 60 ans** | | |
| **MAL_55_60** | Nombre de trimestres de maladie entre 55 et 60 ans | Aucune période de maladie ; Entre 1 et 4 trimestres ; Plus de 4 trimestres |
| **CHO_55_60** | Nombre de trimestres de chômage entre 55 et 60 ans | Aucune période de chômage ; Entre 1 et 8 trimestres ; Entre 9 et 12 trimestres ; Plus de 12 trimestres |
| **Santé** | | |
| **MAL_55** | Part des périodes de maladies dans l'ensemble de la carrière jusqu'à l'âge de 55 ans | Aucune période de maladie ; Entre 0 et 2 % de la carrière ; Plus de 2 % de la carrière |
| **Longueur de la carrière** | | |
| **VALI_60** | Nombre de trimestres validés à 60 ans | Entre 160 et 163 trimestres ; entre 164 et 167 trimestres ; entre 168 et 172 trimestres ; Plus de 172 trimestres |

[18] En ce qui concerne la moyenne des meilleures années de salaire, nous la calculons à partir des salaires plafonnés. Cela est problématique dans la mesure où un même salaire (au plafond) pour deux individus peut en réalité cacher des situations très contrastées en termes de revenus. Un prolongement à ce travail sera d'améliorer la prise en compte des revenus dans le calcul du score de propension.

Nous disposons par ailleurs d'un nombre important d'observations, aussi bien pour le groupe de traitement que pour le groupe de contrôle. Nous pouvons ainsi, d'une part, gagner en précision en procédant à l'estimation sur plusieurs sous-échantillons de l'effet causal de la surcote sur les comportements de départ en retraite. Nous pouvons de cette manière apprécier les impacts différenciés de la surcote selon la population concernée. Nous déclinons ainsi l'ensemble des résultats par genre, par statut de pensionnés (monopensionnés ou polypensionnés) et par durée validée à 60 ans. Cela nous permet d'autre part de procéder à un appariement sur les plus proches voisins. Nous apparions ainsi sur les deux plus proches voisins en termes de score de propension (l'appariement a également été réalisé sur une fonction noyau – Kernel normal matching – sans modification substantielle des résultats) en imposant une condition de support commun spécifique : nous supprimons de l'estimation les individus appartenant au groupe de traitement et dont le score de propension excède le score maximal du groupe de contrôle ou est inférieur au score minimal du même groupe.

### 4.2.3. Les comportements étudiés

La surcote est un dispositif dont l'objectif est d'inciter les individus à retarder leur départ à la retraite en se maintenant en emploi. Elle peut donc avoir un impact sur l'âge de liquidation des droits à la retraite ainsi que sur la probabilité d'être en emploi après 60 ans. Pour étudier l'impact de la surcote sur les comportements de départ en retraite des individus de la génération 1944, nous nous focalisons donc sur l'étude de deux grandeurs : l'âge de liquidation des droits à la retraite et la durée cotisée après 60 ans et au-delà de celle requise.

En ce qui concerne la première grandeur, l'âge de départ, tous les individus de la génération 1944 n'ont pas encore liquidé leurs droits à la retraite[19]. Ils ont en effet atteint l'âge de 65 ans en 2009 et certains d'entre eux liquideront après cet âge. Nous avons donc plafonné à 65 ans l'âge de liquidation des droits à la retraite pour la génération 1938 et 1944.

La probabilité d'être en emploi après 60 ans est quant à elle approximée par celle d'avoir cotisé (au titre d'un salaire notamment) au moins un trimestre après 60 ans. Les individus sélectionnés dans le cadre de notre étude ayant déjà validé au moins 160 trimestres à 60 ans,

[19] Une partie de la génération 1938 n'a également pas liquidé ses droits à la retraite en 2009. Elle a, à cette date, 71 ans. Dans ce cas, on considère que les droits non liquidés correspondent à des droits non réclamés, c'est-à-dire des droits qui ne feront pas l'objet d'une liquidation. Pour la génération 1944, qui a 65 ans à cette date, il est trop tôt pour considérer les droits non liquidés comme des droits non réclamés. Pour ne pas accroitre artificiellement l'âge de liquidation des droits à la retraite de la génération 1944 en conservant dans l'analyse des futures pensions non réclamées, nous considèrons comme futurs droits non réclamés tous les droits non liquidés qui n'ont pas donné lieu à une régularisation de carrière et qui n'ont donné lieu à aucun report au compte durant les cinq dernières années.

la probabilité de cotiser des trimestres supplémentaires après 60 ans est donc susceptible d'augmenter sous l'effet incitatif de la surcote.

## 5. Résultats

Dans cette section, nous présentons les principaux résultats de l'évaluation de la surcote obtenus à l'aide de la méthode d'appariement présentée ci-dessus. Nous montrons que la surcote a eu un effet positif sur l'âge de départ en retraite et sur la probabilité de poursuivre une activité au-delà de 60 ans des assurés nés en 1944 (5.1). En élargissant cette étude à d'autres générations, nous confirmons l'impact positif de la surcote sur l'âge de liquidation des droits à la retraite (5.2).

### 5.1. L'incidence de la surcote sur les comportements de départ en retraite de la génération 1944

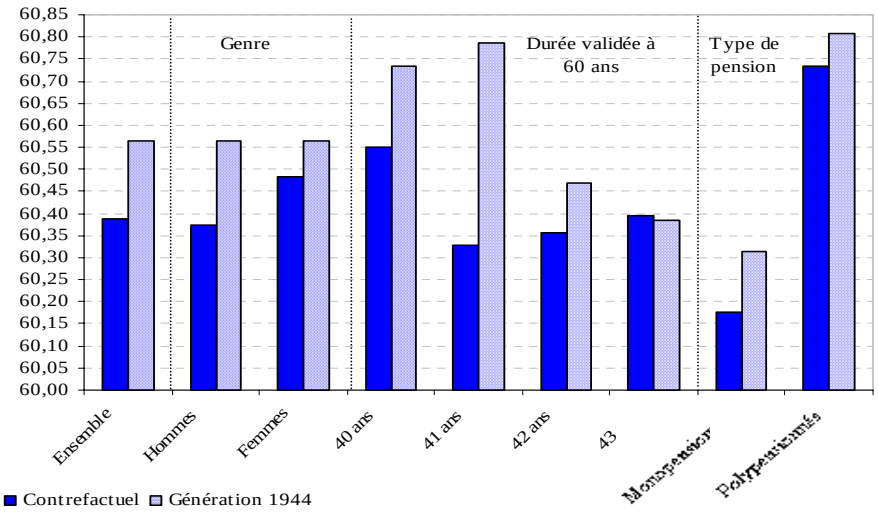
Les graphiques 5 et 6 représentent, pour les deux générations comparées, l'impact de la surcote sur, respectivement, l'âge moyen de liquidation des droits à la retraite et la probabilité de poursuivre une activité au-delà de 60 ans. Ces deux grandeurs sont en effet susceptibles d'être affectées par la surcote puisque cette dernière a pour objectif d'inciter à reculer la liquidation des droits à la retraite en poursuivant une activité. L'impact de la surcote est représenté par l'écart de ces grandeurs entre les deux générations (les résultats détaillés de l'évaluation sont présentés dans l'annexe 4).

On peut ainsi observer, dans le graphique 5, que l'âge moyen de départ en retraite de la génération 1944 est de 60,56 ans. Il aurait été de 60,39 ans sans la mise en place de la surcote (estimation du contrefactuel). Ainsi les assurés nés en 1944 seraient partis en retraite deux mois plus tôt s'ils n'avaient pas bénéficié de la surcote. L'écart de comportement de départ en retraite imputable à la mise en place de la surcote est assez différencié selon les catégories d'assurés. Il est plus important pour les hommes que pour les femmes. Il est de près d'un trimestre pour les hommes nés en 1944 et de l'ordre d'un mois pour les femmes nées la même année. Ces dernières sont par ailleurs déjà moins représentées dans l'évaluation que les hommes dans la mesure où leurs carrières sont moins linéaires ce qui réduit leur éligibilité à la surcote suivant le critère restricitif que nous avons retenu pour notre évaluation[20].

[20] Ce critère est particulièrement restrictif pour les femmes dans la mesure où nous n'intégrons pas les majorations de durée d'assurance qui pourraient permettre à certaines d'entre elles d'atteindre 160 trimestres à 60 ans.

L'âge moyen de départ en retraite des monopensionnés aurait également été davantage affecté par l'introduction de la surcote que celui des polypensionnés. La surcote aurait en effet provoqué un report de liquidation des droits à la retraite d'environ un mois chez les polypensionnés contre près de deux mois chez les monopensionnés. Il existe également des différences notables suivant la durée validée à 60 ans. La différence de comportement imputable à la mise en place de la surcote est croissante avec la durée validée à 60 ans jusq'au seuil de 41 annuités puis décroissante ensuite. L'écart est le plus important pour les assurés ayant validé, à l'âge de 60 ans, entre 164 et 167 trimestres. Pour ces derniers, l'âge moyen de liquidation des droits à la retraite aurait été plus faible de près d'un semestre si la surcote n'avait pas été mise en place.

**Graphique 5. Age moyen de départ en retraite des générations 1938 et 1944 après estimation par appariement sur le score de propension**



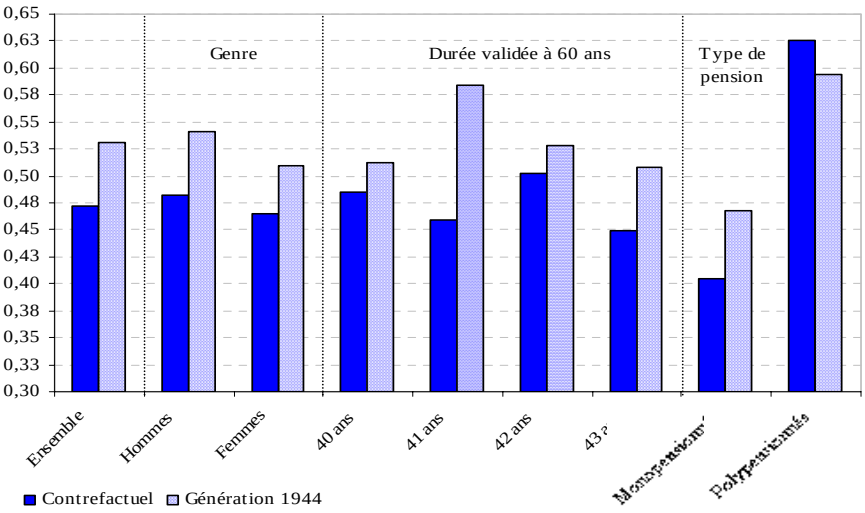

Source :Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.
Champ : Générations 1938 et 1944 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans.
Lecture : L'âge moyen de départ en retraite de la génération 1944 est de 60,56 ans.
Il aurait été de 60,39 ans si la surcote n'avait pas été mise en place.

On retrouve des résultats comparables pour ce qui est de la probabilité de poursuivre une activité après 60 ans et au-delà de 160 trimestres. Ces résultats sont présentés dans le graphique 6. On observe que 53 % des assurés nés en 1944 et disposant d'au moins 160 trimestres à 60 ans ont poursuivi leur activité après 60 ans. En l'absence de la surcote, ils auraient été 47 % à en faire de même. Cela représenterait une amélioration de la probabilité de

poursuivre une activité après 60 ans et au-delà de 160 trimestres imputable à la mise en place de la surcote de plus de 12,5 %[21].

Contrairement à l'âge de liquidation des droits à la retraite, le graphique 6 ne met pas en évidence de différence notable entre les hommes et les femmes : leur probabilité de prolonger leur activité au-delà de 60 ans augmente de 4,5 à 6 points de pourcentage. En revanche, des différences de sensibilité à la surcote suivant la catégorie de pensionnés (monopensionnés et polypensionnés) et selon la durée validée à 60 ans subsistent.

**Graphique 6. Probabilité de prolonger son activité au-delà de 60 ans des générations 1938 et 1944 après estimation par appariement sur le score de propension**




Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.
Champ : Générations 1938 et 1944 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans.
Lecture : La probabilité de prolonger son activité au-delà de 60 ans de la génération 1944 est de 53,1 %. Elle aurait été de 47,2% si la surcote n'avait pas été mise en place.

Les monopensionnés nés en 1944 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans seraient ainsi particulièrement sensibles à la surcote puisque leur probabilité de poursuivre une activité après 60 ans semble avoir été améliorée de 15 % grâce à la surcote. Les polypensionnés seraient de leur côté moins disposés à poursuivre une activité avec la mise en place de la surcote. Ce résultat vient probablement de ce qu'une partie des assurés nés en 1944 n'ont pas encore liquidé leur retraite. Pour ces derniers, certains reports d'activité ne sont pas encore connus, précisément si ces derniers concernent les autres régimes de retraite (indépendants, fonctionnaires...). Les polypensionnés de la génération 1944 pourraient donc être plus nombreux à avoir été concernés par des informations lacunaires quant à leur fin de carrière. Il

[21] $\frac{53,1\% - 47,2\%}{47,2\%} \times 100 = 12,5\%$

est donc possible que l'on sous-estime ici l'impact de la surcote sur la probabilité de prolonger son activité au-delà de 60 ans pour les polypensionnés de la génération 1944. On retrouve enfin, comme dans le graphique 5, une sensibilité à la surcote particulièrement forte pour les assurés disposant de 41 annuités validées à l'âge de 60 ans. Ces derniers verraient ainsi leur probabilité de poursuivre une activité au-delà de 60 ans augmenter de près de 27 % sous l'effet de la surcote.

**Encadré 1. Définition des estimateurs naïf, paramétrique et non-paramétrique**

Afin de vérifier l'impact de l'introduction de la surcote sur les comportements de départ en retraite, nous comparons les résultats obtenus par appariement sur le score de propension (estimateur non-paramétrique) à ceux obtenus à partir de deux mesures alternatives.

Le premier est l'estimateur par différence simple, sans contrôler des caractéristiques observables. On l'appelle estimateur naïf :

$$\Delta_{naif} = E\left[R_i(1) \middle| T_i = 1\right] - E\left[R_i(0) \middle| T_i = 0\right]$$

Nous observons ainsi s'il existe une différence significative entre les comportements moyens de départ à la retraite des assurés concernés par la surcote et les comportements de ceux qui ne le sont pas (test d'égalité des moyennes).

Le second estimateur est dit paramétrique. Il est en effet calculé en contrôlant des caractéristiques observables (les mêmes que celles utilisées pour le calcul du score de propension) en supposant une relation linéaire entre les variables de traitement et de contrôle et la variable de résultat.

$$\Delta_{reg} = E_{X_i \mid T_i=1}\left\{E\left[R_i(1) \middle| T_i = 1, X_i\right] - E\left[R_i(0) \middle| T_i = 0, X_i\right]\right\}$$

Il est mesuré par la méthode des moindres carrés ordinaires pour l'âge de départ en retraite et par un modèle probit dans le cas de la probabilité de cotiser des trimestres après 60 ans (calcul des effets marginaux).

L'estimateur non-paramètrique est enfin celui obtenu à partir de la méthode d'appariement sur le score de propension (*cf.* section 4).

$$\Delta_{psm} = E_{e(X_i) \mid T_i=1}\left\{E\left[R_i(1) \middle| T_i = 1, e(X_i)\right] - E\left[R_i(0) \middle| T_i = 0, e(X_i)\right]\right\}$$

Les résultats détaillés de ces trois estimations sont disponibles en annexe (tableaux A3 et A5).

L'impact observé de la surcote sur les comportements de départ en retraite est atténué par la prise en compte des différences de caractéristiques entre la génération 1938 et la génération 1944. Ainsi, comme le montre le tableau 5, sans correction de ces différences, l'impact de la surcote sur l'âge de liquidation des droits à la retraite et la probabilité de poursuivre une activité après 60 ans est plus important. Il est de l'ordre d'un trimestre pour l'âge moyen de liquidation et de quinze points de pourcentage pour la probabilité de cotiser des trimestres après 60 ans.

En revanche, l'impact de la surcote sur l'âge de liquidation des droits à la retraite de la génération 1944 mesuré par régression est moindre que celui mesuré par appariement sur le score de propension. D'après les résultats obtenus en régression simple, la surcote aurait provoqué un accroissement de l'âge de liquidation des droits à la retraite de l'ordre de trois semaines (contre près de deux mois selon l'estimation par appariement). La régression simple et l'appariement sur le score de propension produisent en revanche des résultats équivalents en ce qui concerne la probabilité de poursuivre une activité après 60 ans.

Il semble donc bien y avoir un effet positif de la surcote sur les comportements de départ en retraite. Quelle que soit la méthode utilisée, l'âge de liquidation des droits à la retraite et la probabilité de poursuivre une activité après 60 ans et au-delà de 160 trimestres paraissent en effet affectés par la création de la surcote (les résultats détaillés obtenus à partir des trois méthodes sont présentés dans le tableau A3, en annexe).

**Tableau 5. Impact de la surcote mesuré par différence simple, régression simple et appariement sur le score de propension**

| | **Différence simple (naïf)** | **Régression Simple (paramétrique)** | **PSM (non-paramétrique)** |
|---|---|---|---|
| **Age de liquidation des droits à retraite** | 0,218 *** (0,018) | 0,067 *** (0,018) | 0,175 *** (0,056) |
| **Probabilité de poursuivre une activité après 60 ans** | 0,151 *** (0,008) | 0,063 *** (0,009) | 0,060 *** (0,027) |

Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.
Champ : Générations 1938 et 1944 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans.
Lecture : l'estimateur est significatif à : *** 1%, ** 5%, * 10%, écart-types entre parenthèses.

### 5.2. L'incidence de la surcote sur la probabilité de partir à la retraite après 60 ans pour les générations 1944 à 1947

Pour nous assurer que les résultats positifs de la surcote sur les comportements de départ en retraite obtenus en analysant les décisions de départ des assurés nés en 1944 ne sont pas

spécifiques à cette génération, nous avons estimé l'impact de la création de la surcote sur d'autres générations.

Plus précisément, nous avons procédé à l'application de la même méthode d'évaluation pour les générations 1944, 1945, 1946 et 1947. La différence avec l'estimation sur la seule génération 1944 repose dans le fait que les individus composant les générations suivantes sont nombreux à ne pas encore avoir pris leur retraite. On ne peut donc pas observer l'ensemble de leurs décisions de départ. On peut toutefois déjà vérifier s'ils sont plus nombreux à décaler leur départ à la retraite après 60 ans.

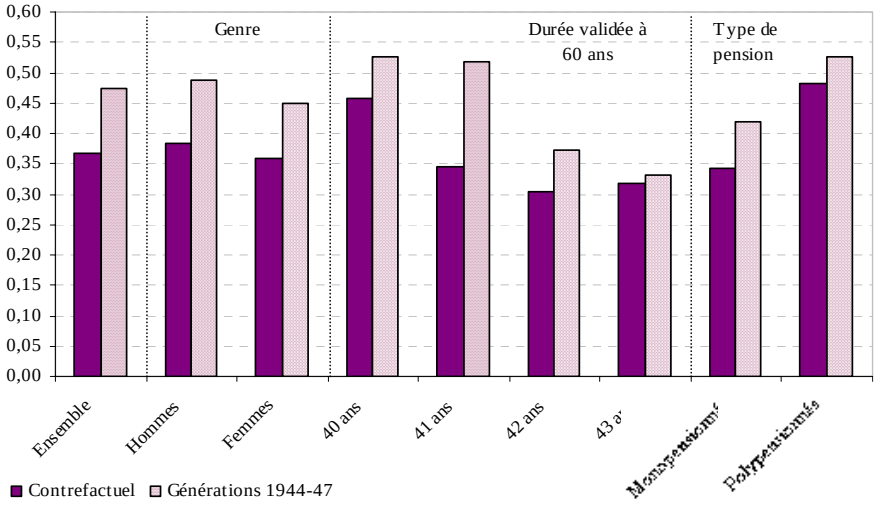
Une difficulté supplémentaire réside dans le fait que les générations 1945 et suivantes sont non seulement concernées par la création de la surcote mais également par la mise en place du dispositif de retraite anticipée qui permet aux assurés, sous certaines conditions, de liquider leur retraite avant l'âge de 60 ans. Pour contourner cette difficulté, nous proposons d'estimer l'effet causal de la surcote en ne retenant que les individus éligibles à la surcote mais ne pouvant prétendre à la retraite anticipée.

Les générations contrefactuelles sont les générations 1938, 1939, 1940 et 1941. Même si certaines d'entre elles sont concernées par l'introduction de la surcote (la génération 1941 à son 63ème anniversaire et la génération 1940 à son 64ème anniversaire), leur décision de repousser la liquidation de leurs droits à la retraite après 60 ans est intervenue avant la mise en place de la surcote (respectivement en 2000 et 2001 pour les générations 1940 et 1941). De ce fait, leur probabilité de partir en retraite après 60 ans ne peut pas être imputable à la mise en place de la surcote.

Une fois ces précautions prises et en contrôlant des caractéristiques observables par le score de propension (sur la même base que les générations 1938 et 1944), on peut supposer que les différences de probabilité de partir en retraite après 60 ans observées entre les générations 1938-41 et les générations 1944-47 sont imputables à la mise en place de la surcote. Ces différences sont représentées dans le graphique 7. On peut y voir que la probabilité de repousser la liquidation de sa retraite après le 1er trimestre de son 60ème anniversaire augmente fortement sous l'effet de l'introduction de la surcote. Les générations 1944, 1945, 1946 et 1947 ont ainsi une probabilité de liquider leur retraite après 60 ans de l'ordre de 47 %. Cette probabilité aurait été de 37 % en l'absence de mise en place de la surcote.

Là encore, comme pour la génération 1944, on retrouve un impact plus marqué pour les monopensionnés et les assurés ayant validé 41 annuités à 60 ans, avec une augmentation respective de 22 % (contre 9 % pour les polypensionnés) et 50 %. En revanche, la différence entre hommes et femmes est moins marquée. Elle est de l'ordre de 25 %.

**Graphique 7. Probabilité de liquider sa retraite après le 1er trimestre des 60 ans et au-delà de la durée requise pour le taux plein**




Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.
Champ : Générations 1938 à 1947 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et non éligibles à la retraite anticipée
Lecture : Probabilité de prolonger son activité au-delà de 60 ans des générations 1944 à 1947 est de 47,3 %. Elle aurait été de 36,8 % si la surcote n'avait pas été mise en place.

Contrairement à l'analyse sur la seule génération 1944, les résultats obtenus sur plusieurs générations sont assez différenciés selon la méthode retenue (*cf.* tableau 6). En différence simple (estimateur naïf), la surcote semble provoquer une augmentation de la probabilité de liquidation des droits à la retraite de l'ordre de trois points de pourcentage (soit une augmentation d'environ 7 %). L'impact mesuré par appariement sur le score de propension est beaucoup plus important, avec une augmentation de près de 29 %. Le résultat obtenu à partir de la méthode régression simple est quant à lui de sens opposé même s'il n'est pas statistiquement significatif.

**Tableau 6. Impact de la surcote pour les générations 1944-47, mesuré par différence simple, régression simple et appariement sur le score de propension**

| | **Différence simple (naïf)** | **Régression Simple (paramétrique)** | **PSM (non-paramétrique)** |
|---|---|---|---|
| **Probabilité de liquider sa retraite après le 1er trimestre des 60 ans** | 0,030 ***<br>(0,005) | -0,005<br>(0,005) | 0,105 ***<br>(0,034) |

Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.
Champ : Générations 1938 à 1947 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et non éligibles à la retraite anticipée
Lecture : l'estimateur est significatif à : *** 1%, ** 5%, * 10%, écart-types entre parenthèses.

L'évaluation proposée est toutefois une évaluation au niveau local et pour cette raison les résultats obtenus sont difficilement généralisables à l'ensemble des assurés du régime général d'assurance-vieillesse.

## 6. Conclusion : des résultats difficilement généralisables à l'ensemble des actuels et futurs retraités

Le dispositif de la surcote a été introduit en 2004 dans le but d'inciter les futurs retraités à poursuivre leur activité au-delà de la durée requise pour obtenir une retraite au taux plein et à reculer leur âge de départ en retraite. Son efficacité repose, entre autres, sur la sensibilité de ces derniers aux incitations financières. Nous avons tenté d'apporter une mesure de cette sensibilité en comparant les comportements de départ en retraite d'assurés concernés par la surcote à ceux d'assurés qui n'ont pas pu y recourir. A l'aide d'une méthode d'appariement sur le score de propension et en partant des données de l'échantillon des assurés de la CNAV, nous mettons en évidence un impact positif de l'introduction de la surcote sur l'âge moyen de départ en retraite et sur la probabilité de poursuivre une activité des assurés de la génération 1944 éligibles à la surcote. Nous avons tenté d'élargir la portée de cette évaluation et des résultats obtenus en procédant à une évaluation de même nature qui intégre également les générations 1945 et suivantes. En comparant leur probabilité de liquider leur retraite après 60 ans à celle des assurés nés entre 1938 et 1941, nous avons montré que la surcote semble avoir un impact également pour les générations nées après 1944.

Les résultats que nous venons de présenter concernent toutefois une catégorie particulière d'assurés. L'évaluation a en effet été menée sur des individus disposant d'une carrière relativement longue. Il s'agit ainsi d'assurés éligibles à surcote dès leur 60$^{ème}$ anniversaire (même s'ils ne sont pas nécessairement en emploi). Cela n'est pas le cas de l'ensemble des assurés du régime général. Pour cette raison, l'évaluation que nous avons proposé doit être considérée comme une évaluation sur une population spécifique. Elle n'est valable que pour les assurés qui se trouvent dans la même situation de départ que ceux que nous avons soumis à l'évaluation. Pour la génération 1944 au coeur de notre évaluation, le critère de sélection retenu est la validation, hors majoration de durée d'assurance, d'au moins 160 trimestres l'année du 60$^{ème}$ anniversaire. Ce critère conduit à ne retenir qu'un tiers des assurés de cette génération. Autrement dit, seulement un tiers des assurés du régime général nés en 1944 se trouvaient en situation de bénéficier de la surcote l'année de leurs 60 ans en 2004 selon le

critère retenu. Ce tiers se distingue nettement des autres assurés, comme le montre le tableau 7.

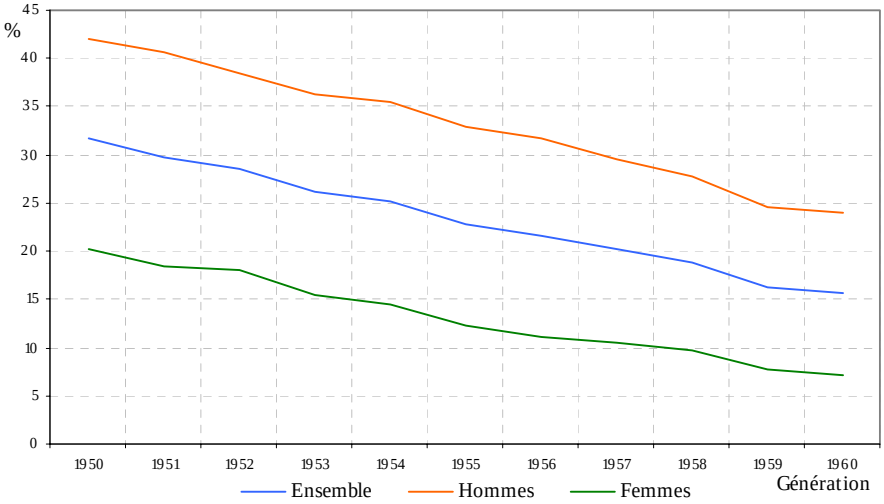
**Tableau 7. Caractéristiques moyennes des assurés soumis et non soumis à l'évaluation**

| Caractéristiques* | Assurés soumis à l'évaluation | Assurés non soumis à l'évaluation | Significativité |
|---|---|---|---|
| **SAM_10** | 18 961 | 9 232 | *** |
| **RG_60** | 74,8 % | 77,7 % | *** |
| **CHO_55** | 3,0 % | 4,0 % | *** |
| **MAL_55_60** | 0,7 trimestre | 0,2 trimestre | *** |
| **CHO_55_60** | 4,3 trimestres | 1,4 trimestre | *** |
| **MAL_55** | 1,2 % | 1,1 % | *** |

* Voir tableau 4 pour la définition des caractéristiques.
Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV. Champ : Assurés nés en 1944.
Lecture : la différence de moyenne est significative à : *** 1%, ** 5%, * 10%,

La proportion d'assurés éligibles à la surcote dès leur 60ème anniversaire est par ailleurs amenée à se réduire. Sous l'effet de l'allongement de la durée d'assurance requise pour bénéficier d'une retraite au taux plein, du recul de l'âge de fin d'études et de l'augmentation de la probabilité de survenue d'aléas de carrière, la proportion des assurés qui disposeront de la durée requise dès l'âge de 60 ans devrait être plus faible dans les années à venir (graphique 8).

**Graphique 8. Part des assurés d'une génération qui disposerait de 160 trimestre à l'âge de 60 ans, en projection**




Source : Projection modèle Prisme, CCSS septembre 2008.
Champ : Assurés du régime général nés entre 1950 et 1960.

D’après le modèle de microsimulation PRISME[22] de la CNAV, les assurés nés en 1950, qui auront 60 ans en 2010, devraient être environ 31 % à disposer de la durée requise à cet âge (hors MDA pour les femmes). La proportion des assurés nés les années suivantes et qui seront dans la même situation en matière de durée validée à 60 ans devrait décroitre ainsi régulièrement, au fil des générations.

Pour mener à terme cette évaluation, il faudrait enfin disposer de davantage de recul. Il serait ainsi souhaitable d’observer l’ensemble des comportements de départ en retraite de plusieurs cohortes d’assurés. Cela permettrait de s’assurer qu’il ne s’agit pas là que d’effets de court terme et que la mise en place de la surcote a bien conduit à une inflexion durable des comportements de départ en retraite. Cela sera l’objet de futurs prolongements à ce travail qui seront également l’occasion de mesurer l’impact des différentes augmentations du taux de la surcote intervenues depuis 2007.

[22] Projection des retraites, simulation, modélisation et évaluation.

## Références bibliographiques


Albert C., Grave N. et Oliveau J.-B. (2008), Surcote : les raisons d'un échec relatif, *Retraite et Société*, n° 54, pp. 34-63, Juin.

Baker M. et Benjamin D. (1999), How do retirement tests affect the labour supply of older men?, *Journal of Public Economics*, vol. 71, pp. 27-51.

Benallah S. et Mette C. (2009), Age moyen de départ en retraite : tendances récentes et évolutions attendues, *Retraite et Société*, n° 58, à paraître.

Bozio A. (2006), Les réformes des retraites de 1993 et 2003 vont-elles conduire à un allongement des carrières professionnelles ?, *CEPREMAP Docweb n° 0605*, 36 p., Avril.

Bozio A. (2009), Évaluation de la réforme des retraites de 1993 : nouvelles estimations à partir des données de l'EIR et de l'EIC, *Document de Travail de la DREES, Séries Etudes et Recherches*, n° 91, 79 p., Juillet.

Bommier A., Magnac T. et Roger M. (2001), Départs en retraite : évolutions récentes et modèles économiques, *Revue Française d'Economie*, n° 16(1), p. 79-124, 2001.

Blöndal S. et Scarpetta S. (1997), Early retirement in OECD countries: The role of Social Security systems, *OECD Economic Studies*, n° 29, 47 p., 1997.

Caliendo M. et Kopeinig S. (2005), Some practical guidance for the implementation of propensity score matching, *IZA Discussion Paper Series*, n° 1588, 32 p. Mai.

Crawford V. P. et Lilien D. M. (1981), Social Security and the retirement decision, *The Quartely Journal of Economics*, vol. 96 (3), pp. 505-529.

Disney R. et Smith S. (2002), The labour supply effect of the abolition of the earnings rule for older workers in the United Kingdom, *The Economic Journal*, vol. 112 n°478, pp. C136-C152, Mars.

Gruber J. et Orszag P. (2003), Does the Social Security Earnings test affect labor supply and benefits receipt, *National Tax Journal*, vol. 56(4), pp. 755-773, Décembre.

Gruber J. & Wise D. (2004), Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-simulation, *NBER/The University of Chicago Press*.

Gustman A. L. et Steimeier T. L. (2000), Retirement in dual-career families: a structural model, *Journal of Labor Economics*, vil. 18, n° 3, pp. 503-545, Avril.

Haider S. et Loughran D. S. (2008), The Effect of the Social Security Earnings Test on Male Labor Supply: New Evidence from Survey and Administrative Data, *Journal of Human Resources*, vol. 43(1), pp. 57-87.

Krueger A. & Pischke J.-S. (1992), The Effect of Social Security on Labor Supply : A Cohort Analysis of the Notch Generation, *Journal of Labor Economics,* vol. 10(4), pp. 412-437.

Lumsdaine, R. & Mitchell, O. (1999), *New Developments in the Economic Analysis of Retirement*, in O. Ashenfelter & D. Card, eds, `Handbook of Labor Economics', Vol. 3C, pp. 3261-3307.

Magnac T., Rapoport B. et Roger M. (2006), Fins de carrière et départs à la retraite : l'apport des modèles de durée, *Dossier Solidarité Santé* n° 3, pp.101-117, Juillet-Septembre.

Mastrobuoni G. (2009), Labor supply effects of the recent Social Security benefit cuts: empirical estimates using cohort discontinuities, *Journal of Public Economics*, vol. 93, pp. 1224-1233.

Pingle J. F. (2006), Social Security's delayed retirement credit and the labor supply of older men, *FEDS Working paper*, n° 2006-37, 29 p. Octobre.

Rosenbaum P. et Rubin D. (1983), The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, vol. 70, n° 1, pp. 41-55, Avril.

Rubin D. (1974), Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies, *Journal of Educational Psychology*, vol. 66, n° 5, pp. 688-701.

Sédillot B. et Walraet E. (2002), La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?, *Economie et Statistique*, n° 357-358, pp. 79-102.

Sheshinski E. (1978), A model of social security and retirement decisions, *Journal of Public Economics*, n° 10(3), pp. 337-360.

Song J. G. (2003/2004), Evaluating the initial impact of the elimination of the retirement earnings test, *Social Security Bulletin*, vol. 65(1), pp. 1-15.

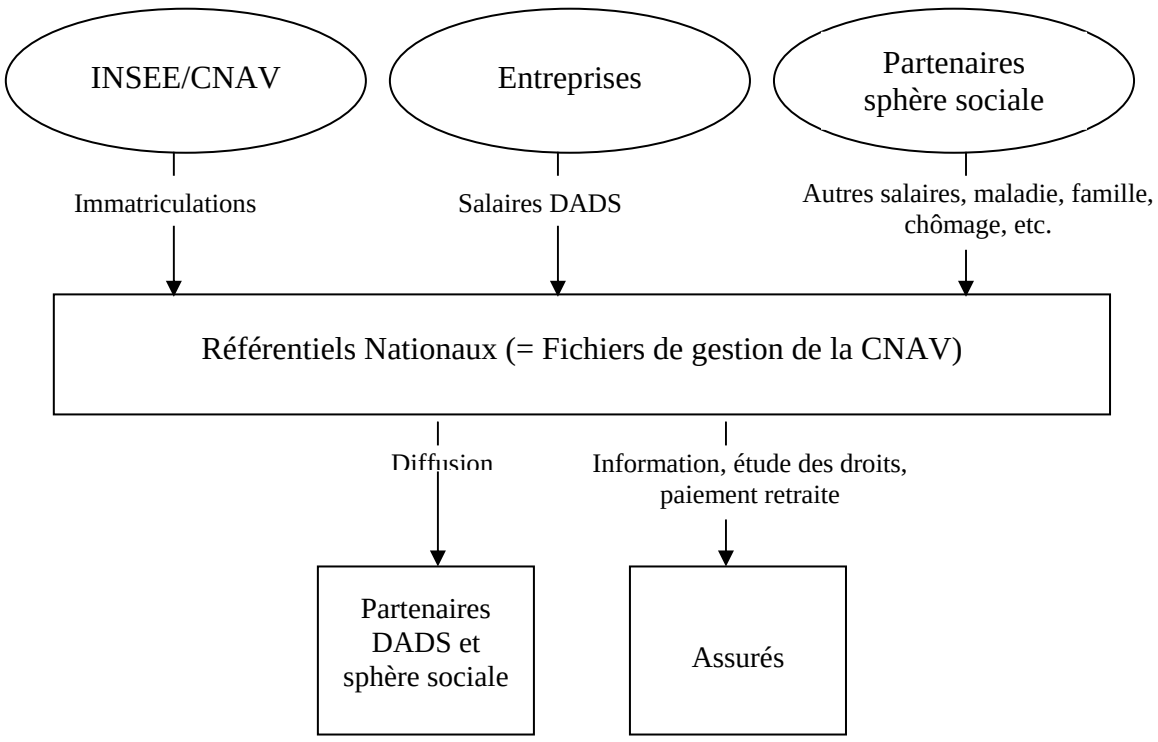
Song J. et Manchester J. (2007a), New evidence on earnings and benefit claims following changes in the retirement earnings test in 2000, *Journal of Public Economics*, vol. 91, pp. 669-700.

Song J. et Manchester J. (2007), Have people delayed claiming retirement benefits? Responses to changes in Social Security Rules, *Social Security Bulletin*, vol. 67(2), 23 p.

## ANNEXE 1 : Les fichiers de gestion de la CNAV

Les référentiels nationaux sont principalement alimentés par trois sources correspondant aux trois types d'informations recueillies par la CNAV : les informations qui permettent d'établir une immatriculation qui sont alimentées par les mairies (et par les CRAM pour les assurés nés à l'étranger), les informations salariales qui émanent des employeurs par le biais des déclarations annuelles de données sociales (DADS, DNT, chèques emploi-service) et les informations complémentaires de carrière qui sont transmises par les différents partenaires de la sphère sociale (UNEDIC, CPAM, CAF, autres régimes de retraite, etc.). Les données recueillies sont enregistrées dans trois fichiers de gestion : le système national de gestion des identités (SNGI), le système national de gestion des carrières (SNGC) et le système national de gestion des dossiers (SNGD). Le SNGI répertorie les états civils de l'ensemble des assurés nés en France et de toutes les personnes nées à l'étranger et relevant d'un régime de Sécurité Sociale français. Le SNGC enregistre, comme son nom l'indique, le déroulement de la carrière de l'assuré. Enfin, le SNGD garde trace de l'ensemble des dossiers administratifs relatifs au régime général d'assurance-vieillesse, que ces derniers aient donné lieu à versement d'une pension ou non.

**Schéma 1. Circuit simplifié d'alimentation et de transmission des fichiers de gestion de la CNAV**



# ANNEXE 2 : Estimations du score de propension $e(X_i)^*$, modèles probit

| Caractéristiques | | 1944/1938 | 1941-47/1938-41 |
|---|---|---|---|
| **Sociodémographiques** | | | |
| **SEXE** | Homme | -0.106*** (0.024) | -0.223***(0.014) |
| | Femme | *Réf.* | *Réf.* |
| **PAYS_NAIS** | France | -0.347*** (0.037) | -0.224*** (0.022) |
| | Etranger | *Réf.* | *Réf.* |
| **Revenus** | | | |
| **SAM_10** | 1er quartile | -0.768*** (0.057) | -0.872*** (0.036) |
| | 2è quartile | -0.877*** (0.034) | -0.887*** (0.022) |
| | 3è quartile | -0.849*** (0.029) | -0.856*** (0.018) |
| | 4è quartile | *Réf.* | *Réf.* |
| **Carrière** | | | |
| **RG** | Au plus 30 % | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 30 % et 50 % | -0.171*** (0.055) | -0.166*** (0.036) |
| | Entre 50 % et 80 % | -0.471*** (0.059) | -0.493*** (0.039) |
| | Entre 80 % et 100 % | -0.614*** (0.061) | -0.668*** (0.038) |
| | 100 % | -0.799*** (0.057) | -0.881*** (0.036) |
| **CHO_55** | Aucune période de chômage | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 0 et 5 % | 0.394*** (0.033) | 0.336*** (0.020) |
| | Entre 5 % et 10 % | 0.628*** (0.044) | 0.569*** (0.025) |
| | Plus de 10 % | 1.000*** (0.046) | 0.951*** (0.023) |
| **Situation entre 55 et 60 ans** | | | |
| **MAL_55_60** | Aucun trimestre de maladie | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 1 et 4 trimestres | 0.105*** (0.036) | 0.069*** (0.024) |
| | Plus de 4 trimestres | 0.427*** (0.069) | 0.274*** (0.042) |
| **CHO_55_60** | Aucun trimestre de chômage | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 1 et 8 trimestres | -0.452*** (0.033) | -0.199*** (0.024) |
| | Entre 9 et 12 trimestres | -0.308*** (0.043) | -0.251*** (0.027) |
| | Plus de 12 trimestres | -0.350*** (0.030) | -0.212*** (0.020) |
| **Santé** | | | |
| **MAL_55** | Aucune période de maladie | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 0 et 2 % | 0.184*** (0.033) | 0.236*** (0.020) |
| | Plus de 2 % | 0.247*** (0.042) | 0.285*** (0.024) |
| **Nombre de trimestres validés à 60 ans** | | | |
| **VALI_60** | Entre 160 et 163 trimestres | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 164 et 167 trimestres | -0.024 (0.033) | -0.020 (0.015) |
| | Entre 168 et 172 trimestres | 0.110*** (0.031) | 0.003 (0.022) |
| | Plus de 172 trimestres | 0.144*** (0.032) | 0.191*** (0.026) |
| **Constante** | | 1.643*** (0.068) | 1.672***(0.042) |
| **Observations** | | **16 397** | **41 961** |

Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.
Champ : Générations 1938 et 1944 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et générations 1938 à 1947 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et non éligibles à la retraite anticipée.
Lecture : le coefficient est significatif à : *** 1%, ** 5%, * 10%, écart-type entre parenthèses.

* Pour rappel, le score de propension $e(X_i)$ est défini comme la probabilité, pour un individu $i$ possédant les caractéristiques $X$, d'être concerné par la mise en place du dispositif de la surcote.

| Caractéristiques | | H : 1944/1938 | F : 1944/1938 | H :1941-47/1938-41 | F : 1941-47/1938-41 |
|---|---|---|---|---|---|
| **Sociodémographiques** | | | | | |
| **PAYS_NAIS** | France | -0.345*** | -0.421*** | -0.230*** | -0.315*** |
| | | (0.041) | (0.092) | (0.024) | (0.050) |
| | Etranger | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| **Revenus** | | | | | |
| **SAM_10** | 1er quartile | -0.880*** | -0.448*** | -1.170*** | -0.331*** |
| | | (0.067) | (0.112) | (0.044) | (0.065) |
| | 2è quartile | -1.024*** | -0.452*** | -1.208*** | -0.271*** |
| | | (0.040) | (0.068) | (0.028) | (0.038) |
| | 3è quartile | -1.026*** | -0.392*** | -1.191*** | -0.223*** |
| | | (0.034) | (0.055) | (0.023) | (0.032) |
| | 4è quartile | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| **Carrière** | | | | | |
| **RG** | Au plus 30 % | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 30 % et 50 % | -0.154** | -0.221* | -0.230*** | -0.074 |
| | | (0.064) | (0.116) | (0.043) | (0.069) |
| | Entre 50 % et 80 % | -0.549*** | -0.181 | -0.655*** | -0.209*** |
| | | (0.069) | (0.124) | (0.047) | (0.073) |
| | Entre 80 % et 100 % | -0.663*** | -0.445*** | -0.865*** | -0.305*** |
| | | (0.071) | (0.127) | (0.046) | (0.072) |
| | 100 % | -0.867*** | -0.591*** | -1.119*** | -0.482*** |
| | | (0.068) | (0.107) | (0.045) | (0.063) |
| **CHO_55** | Aucune période de chômage | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 0 et 5 % | 0.459*** | 0.207*** | 0.386*** | 0.236*** |
| | | (0.038) | (0.066) | (0.025) | (0.037) |
| | Entre 5 % et 10 % | 0.707*** | 0.425*** | 0.678*** | 0.358*** |
| | | (0.054) | (0.081) | (0.031) | (0.044) |
| | Plus de 10 % | 1.086*** | 0.732*** | 1.100*** | 0.611*** |
| | | (0.056) | (0.081) | (0.029) | (0.040) |
| **Situation entre 55 et 60 ans** | | | | | |
| **MAL_55_60** | Aucun trimestre de maladie | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 1 et 4 trimestres | 0.151*** | -0.013 | 0.116*** | -0.003 |
| | | (0.042) | (0.072) | (0.029) | (0.043) |
| | Plus de 4 trimestres | 0.502*** | 0.273* | 0.322*** | 0.312*** |
| | | (0.079) | (0.147) | (0.050) | (0.083) |
| **CHO_55_60** | Aucun trimestre de chômage | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 1 et 8 trimestres | -0.397*** | -0.656*** | -0.138*** | -0.254*** |
| | | (0.038) | (0.073) | (0.029) | (0.046) |
| | Entre 9 et 12 trimestres | -0.204*** | -0.584*** | -0.105*** | -0.489*** |
| | | (0.049) | (0.092) | (0.033) | (0.052) |
| | Plus de 12 trimestres | -0.307*** | -0.390*** | -0.083*** | -0.335*** |
| | | (0.036) | (0.059) | (0.025) | (0.036) |
| **Santé** | | | | | |
| **MAL_55** | Aucune période de maladie | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 0 et 2 % | 0.099** | 0.359*** | 0.096*** | 0.459*** |
| | | (0.041) | (0.058) | (0.027) | (0.032) |
| | Plus de 2 % | 0.125** | 0.477*** | 0.181*** | 0.431*** |
| | | (0.052) | (0.075) | (0.031) | (0.039) |
| **Nombre de trimestres validés à 60 ans** | | | | | |
| **VALI_60** | Entre 160 et 163 trimestres | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 164 et 167 trimestres | -0.018 | -0.021 | 0.020 | -0.070*** |
| | | (0.040) | (0.057) | (0.019) | (0.027) |
| | Entre 168 et 172 trimestres | 0.140*** | 0.069 | -0.049* | 0.162*** |
| | | (0.037) | (0.056) | (0.027) | (0.039) |
| | Plus de 172 trimestres | 0.160*** | 0.140** | 0.158*** | 0.315*** |
| | | (0.038) | (0.064) | (0.031) | (0.049) |
| **Constante** | | 1.642*** | 1.368*** | 1.790*** | 1.111*** |
| | | (0.078) | (0.138) | (0.050) | (0.079) |
| **Observations** | | **12 112** | **4 285** | **28 345** | **13 616** |

Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.

Champ : Générations 1938 et 1944 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et générations 1938 à 1947 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et non éligibles à la retraite anticipée.

Lecture : le coefficient est significatif à : *** 1%, ** 5%, * 10%, écart-type entre parenthèses.

## Génération 1944 comparée à la génération 1938

| Caractéristiques | | 40 ans | 41 ans | 42 ans | 43 ans et + |
|---|---|---|---|---|---|
| **Sociodémographiques** | | | | | |
| **SEXE** | Homme | -0.135** | -0.140*** | -0.041 | -0.142*** |
| | | (0.053) | (0.049) | (0.043) | (0.054) |
| | Femme | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| **PAYS_NAIS** | France | -0.377*** | -0.482*** | -0.258*** | -0.310*** |
| | | (0.074) | (0.075) | (0.069) | (0.083) |
| | Etranger | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| **Revenus** | | | | | |
| **SAM_10** | 1er quartile | -0.671*** | -0.764*** | -0.822*** | -0.822*** |
| | | (0.119) | (0.120) | (0.106) | (0.117) |
| | 2è quartile | -0.692*** | -0.901*** | -0.840*** | -1.059*** |
| | | (0.082) | (0.077) | (0.060) | (0.065) |
| | 3è quartile | -0.724*** | -0.811*** | -0.865*** | -0.957*** |
| | | (0.072) | (0.064) | (0.047) | (0.055) |
| | 4è quartile | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| **Carrière** | | | | | |
| **RG** | Au plus 30 % | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 30 % et 50 % | -0.262** | -0.213* | -0.098 | -0.013 |
| | | (0.111) | (0.114) | (0.109) | (0.112) |
| | Entre 50 % et 80 % | -0.577*** | -0.473*** | -0.396*** | -0.355*** |
| | | (0.123) | (0.124) | (0.114) | (0.121) |
| | Entre 80 % et 100 % | -0.651*** | -0.754*** | -0.530*** | -0.491*** |
| | | (0.130) | (0.127) | (0.114) | (0.123) |
| | 100 % | -0.692*** | -1.042*** | -0.681*** | -0.744*** |
| | | (0.119) | (0.119) | (0.106) | (0.118) |
| **CHO_55** | Aucune période de chômage | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 0 et 5 % | 0.301*** | 0.371*** | 0.315*** | 0.573*** |
| | | (0.083) | (0.074) | (0.056) | (0.060) |
| | Entre 5 % et 10 % | 0.485*** | 0.494*** | 0.561*** | 0.901*** |
| | | (0.110) | (0.096) | (0.081) | (0.081) |
| | Plus de 10 % | 0.945*** | 0.947*** | 0.999*** | 1.113*** |
| | | (0.109) | (0.104) | (0.083) | (0.083) |
| **Situation entre 55 et 60 ans** | | | | | |
| **MAL_55_60** | Aucun trimestre de maladie | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 1 et 4 trimestres | 0.124 | 0.062 | 0.092 | 0.158** |
| | | (0.094) | (0.082) | (0.061) | (0.066) |
| | Plus de 4 trimestres | 0.587*** | 0.148 | 0.418*** | 0.552*** |
| | | (0.204) | (0.159) | (0.115) | (0.120) |
| **CHO_55_60** | Aucun trimestre de chômage | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 1 et 8 trimestres | -0.568*** | -0.489*** | -0.365*** | -0.450*** |
| | | (0.084) | (0.072) | (0.056) | (0.065) |
| | Entre 9 et 12 trimestres | -0.502*** | -0.225** | -0.404*** | -0.138* |
| | | (0.112) | (0.099) | (0.073) | (0.079) |
| | Plus de 12 trimestres | -0.554*** | -0.330*** | -0.389*** | -0.236*** |
| | | (0.081) | (0.072) | (0.052) | (0.055) |
| **Santé** | | | | | |
| **MAL_55** | Aucune période de maladie | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 0 et 2 % | 0.133 | 0.254*** | 0.244*** | 0.090 |
| | | (0.084) | (0.076) | (0.057) | (0.061) |
| | Plus de 2 % | 0.328*** | 0.319*** | 0.094 | 0.268*** |
| | | (0.105) | (0.094) | (0.078) | (0.074) |
| **Constante** | | 1.637*** | 1.900*** | 1.555*** | 1.700*** |
| | | (0.141) | (0.140) | (0.122) | (0.140) |
| **Observations** | | **3 018** | **3 554** | **5 305** | **4 520** |

Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.

Champ : Générations 1938 et 1944 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et générations 1938 à 1947 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et non éligibles à la retraite anticipée.

Lecture : le coefficient est significatif à : *** 1%, ** 5%, * 10%, écart-type entre parenthèses.

## Générations 1944 à 1947 comparées aux générations 1938 à 1941

| Caractéristiques | | 40 ans | 41 ans | 42 ans | 43 ans et + |
|---|---|---|---|---|---|
| **Sociodémographiques** | | | | | |
| **SEXE** | Homme | -0.203*** | -0.125*** | -0.382*** | -0.365*** |
| | | (0.025) | (0.023) | (0.036) | (0.046) |
| | Femme | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| **PAYS_NAIS** | France | -0.237*** | -0.224*** | -0.274*** | -0.084 |
| | | (0.036) | (0.036) | (0.055) | (0.072) |
| | Etranger | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| **Revenus** | | | | | |
| **SAM_10** | 1er quartile | -0.753*** | -0.767*** | -1.121*** | -1.321*** |
| | | (0.058) | (0.058) | (0.112) | (0.125) |
| | 2è quartile | -0.785*** | -0.800*** | -1.056*** | -1.196*** |
| | | (0.040) | (0.037) | (0.050) | (0.070) |
| | 3è quartile | -0.774*** | -0.728*** | -1.044*** | -1.163*** |
| | | (0.034) | (0.030) | (0.040) | (0.065) |
| | 4è quartile | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| **Carrière** | | | | | |
| **RG** | Au plus 30 % | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 30 % et 50 % | -0.060 | -0.208*** | -0.273 | -0.525** |
| | | (0.054) | (0.055) | (0.169) | (0.218) |
| | Entre 50 % et 80 % | -0.465*** | -0.442*** | -0.532*** | -0.801*** |
| | | (0.061) | (0.061) | (0.155) | (0.200) |
| | Entre 80 % et 100 % | -0.640*** | -0.535*** | -0.801*** | -1.088*** |
| | | (0.062) | (0.061) | (0.151) | (0.195) |
| | 100 % | -0.695*** | -0.876*** | -1.094*** | -1.182*** |
| | | (0.057) | (0.057) | (0.147) | (0.192) |
| **CHO_55** | Aucune période de chômage | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 0 et 5 % | 0.289*** | 0.298*** | 0.308*** | 0.607*** |
| | | (0.039) | (0.035) | (0.045) | (0.055) |
| | Entre 5 % et 10 % | 0.546*** | 0.464*** | 0.603*** | 0.834*** |
| | | (0.052) | (0.046) | (0.051) | (0.060) |
| | Plus de 10 % | 0.944*** | 0.860*** | 1.063*** | 1.139*** |
| | | (0.049) | (0.047) | (0.046) | (0.054) |
| **Situation entre 55 et 60 ans** | | | | | |
| **MAL_55_60** | Aucun trimestre de maladie | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 1 et 4 trimestres | 0.103** | -0.008 | 0.155*** | 0.098 |
| | | (0.046) | (0.039) | (0.053) | (0.067) |
| | Plus de 4 trimestres | 0.320*** | 0.185** | 0.399*** | 0.368*** |
| | | (0.087) | (0.073) | (0.082) | (0.111) |
| **CHO_55_60** | Aucun trimestre de chômage | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 1 et 8 trimestres | -0.252*** | -0.134*** | -0.049 | -0.470*** |
| | | (0.041) | (0.037) | (0.065) | (0.125) |
| | Entre 9 et 12 trimestres | -0.428*** | -0.166*** | 0.013 | -0.509*** |
| | | (0.053) | (0.046) | (0.060) | (0.110) |
| | Plus de 12 trimestres | -0.360*** | -0.213*** | 0.026 | -0.300*** |
| | | (0.039) | (0.034) | (0.049) | (0.081) |
| **Santé** | | | | | |
| **MAL_55** | Aucune période de maladie | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 0 et 2 % | 0.244*** | 0.245*** | 0.238*** | 0.217*** |
| | | (0.039) | (0.035) | (0.043) | (0.051) |
| | Plus de 2 % | 0.228*** | 0.294*** | 0.318*** | 0.321*** |
| | | (0.050) | (0.045) | (0.049) | (0.051) |
| **Constante** | | 1.542*** | 1.500*** | 1.908*** | 2.362*** |
| | | (0.068) | (0.067) | (0.158) | (0.215) |
| **Observations** | | **13 632** | **15 797** | **7 353** | **5 179** |

Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.

Champ : Générations 1938 et 1944 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et générations 1938 à 1947 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et non éligibles à la retraite anticipée.

Lecture : le coefficient est significatif à : *** 1%, ** 5%, * 10%, écart-type entre parenthèses.

| Caractéristiques | | Mono 1944/1938 | Poly 1944/1938 | Mono 44-47/38-41 | Poly 44-47/38-41 |
|---|---|---|---|---|---|
| **Sociodémographiques** | | | | | |
| **SEXE** | Homme | -0.079** | -0.184*** | -0.260*** | -0.201*** |
| | | (0.032) | (0.037) | (0.019) | (0.021) |
| | Femme | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| **PAYS_NAIS** | France | -0.303*** | -0.472*** | -0.220*** | -0.264*** |
| | | (0.049) | (0.057) | (0.028) | (0.033) |
| | Etranger | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| **Revenus** | | | | | |
| **SAM_10** | 1er quartile | -1.253*** | -0.253*** | -0.910*** | -0.371*** |
| | | (0.189) | (0.052) | (0.093) | (0.034) |
| | 2è quartile | -0.875*** | -0.620*** | -0.866*** | -0.649*** |
| | | (0.045) | (0.052) | (0.028) | (0.035) |
| | 3è quartile | -0.885*** | -0.690*** | -0.903*** | -0.685*** |
| | | (0.034) | (0.056) | (0.022) | (0.037) |
| | 4è quartile | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| **Carrière** | | | | | |
| **CHO_55** | Aucune période de chômage | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 0 et 5 % | 0.381*** | 0.355*** | 0.305*** | 0.326*** |
| | | (0.042) | (0.051) | (0.026) | (0.032) |
| | Entre 5 % et 10 % | 0.709*** | 0.408*** | 0.592*** | 0.437*** |
| | | (0.057) | (0.071) | (0.032) | (0.041) |
| | Plus de 10 % | 1.035*** | 0.803*** | 0.959*** | 0.767*** |
| | | (0.057) | (0.076) | (0.029) | (0.039) |
| **Situation entre 55 et 60 ans** | | | | | |
| **MAL_55_60** | Aucun trimestre de maladie | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 1 et 4 trimestres | 0.131*** | -0.034 | 0.073** | 0.001 |
| | | (0.044) | (0.063) | (0.029) | (0.042) |
| | Plus de 4 trimestres | 0.414*** | 0.375*** | 0.284*** | 0.194*** |
| | | (0.083) | (0.124) | (0.052) | (0.072) |
| **CHO_55_60** | Aucun trimestre de chômage | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 1 et 8 trimestres | -0.487*** | -0.461*** | -0.192*** | -0.278*** |
| | | (0.041) | (0.057) | (0.031) | (0.040) |
| | Entre 9 et 12 trimestres | -0.373*** | -0.242*** | -0.200*** | -0.423*** |
| | | (0.052) | (0.078) | (0.033) | (0.047) |
| | Plus de 12 trimestres | -0.387*** | -0.364*** | -0.175*** | -0.363*** |
| | | (0.037) | (0.053) | (0.025) | (0.034) |
| **Santé** | | | | | |
| **MAL_55** | Aucune période de maladie | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 0 et 2 % | 0.211*** | 0.042 | 0.264*** | 0.085** |
| | | (0.040) | (0.059) | (0.024) | (0.036) |
| | Plus de 2 % | 0.300*** | 0.078 | 0.339*** | 0.058 |
| | | (0.051) | (0.074) | (0.029) | (0.043) |
| **Nombre de trimestres validés à 60 ans** | | | | | |
| **VALI_60** | Entre 160 et 163 trimestres | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* | *Réf.* |
| | Entre 164 et 167 trimestres | -0.156*** | 0.087** | -0.105*** | 0.040* |
| | | (0.049) | (0.044) | (0.023) | (0.020) |
| | Entre 168 et 172 trimestres | 0.104** | 0.088** | -0.060** | 0.074* |
| | | (0.044) | (0.044) | (0.027) | (0.040) |
| | Plus de 172 trimestres | 0.126*** | 0.133*** | 0.162*** | 0.152*** |
| | | (0.046) | (0.044) | (0.032) | (0.045) |
| **Constante** | | 0.837*** | 1.261*** | 0.841*** | 1.155*** |
| | | (0.063) | (0.081) | (0.037) | (0.048) |
| **Observations** | | **8 792** | **7 605** | **22 345** | **19 616** |

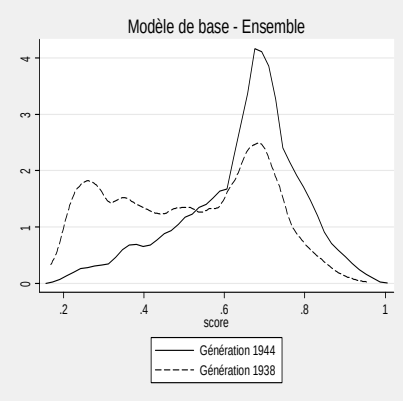
Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.

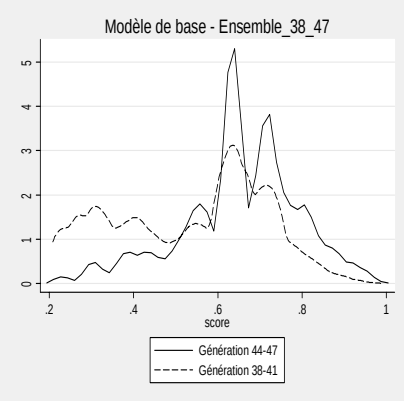
Champ : Générations 1938 à 1944 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et générations 1938 à 1947 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et non éligibles à la retraite anticipée.

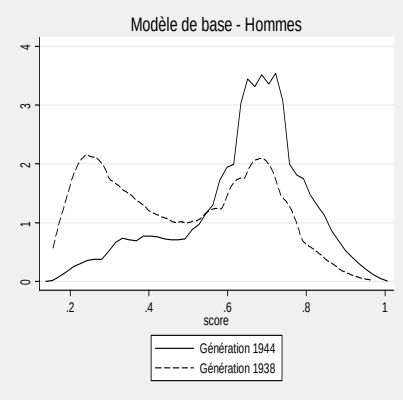
Lecture : le coefficient est significatif à : *** 1%, ** 5%, * 10%, écart-type entre parenthèses.

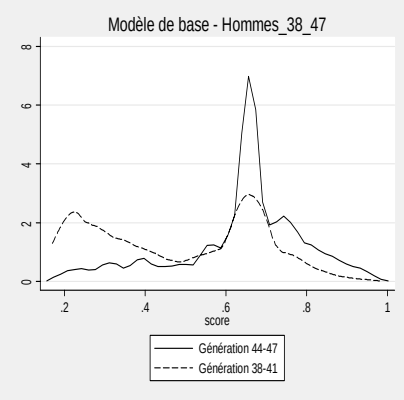
# ANNEXE 3. Distribution des scores de propension $e(X_i)^*$

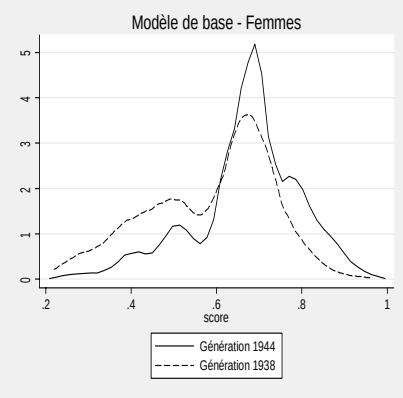
**Générations 1944 et 1938** **Générations 1944-47 et 1938-41**

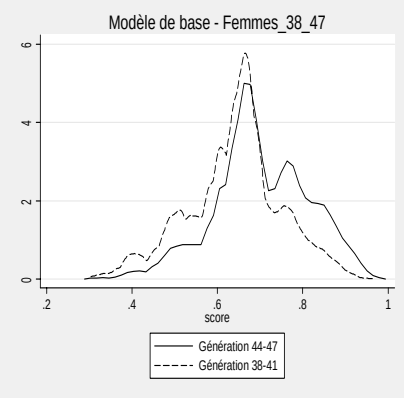


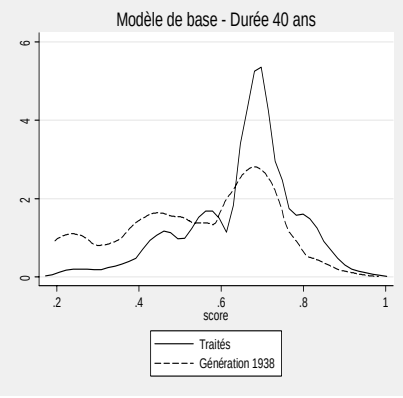



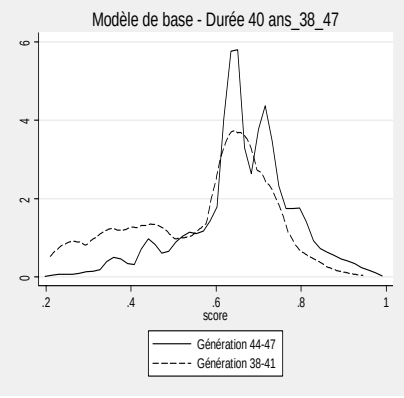



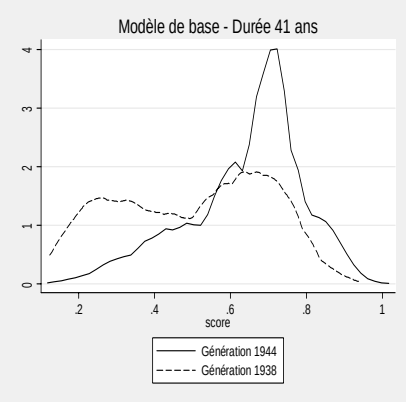



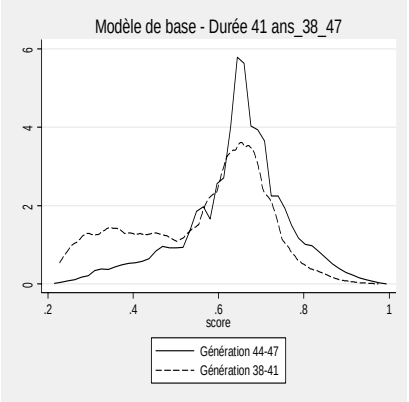



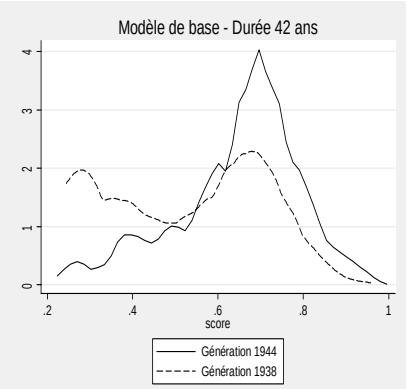



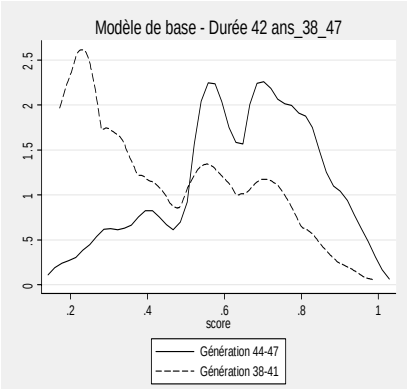



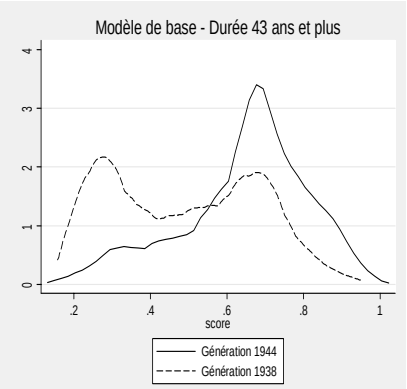



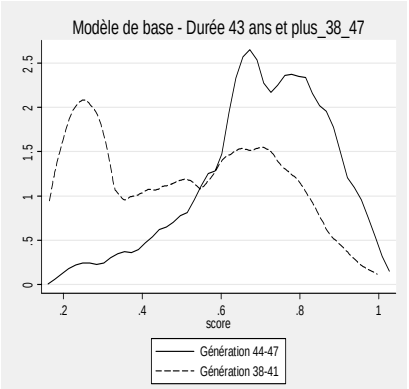

Modèle de base - Durée 41 ans
score
Génération 1944
Génération 1938

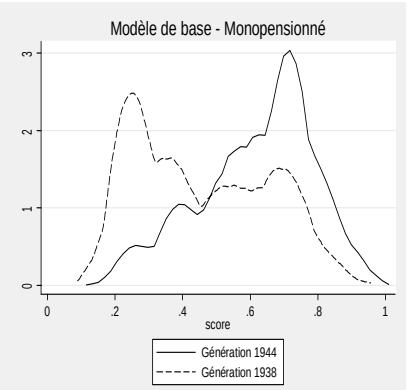

Modèle de base - Durée 41 ans_38_47
score
Génération 44-47
Génération 38-41

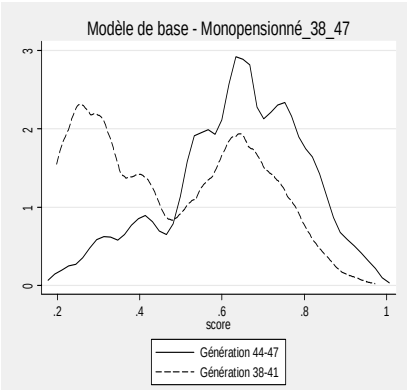

Modèle de base - Durée 42 ans
score
Génération 1944
Génération 1938

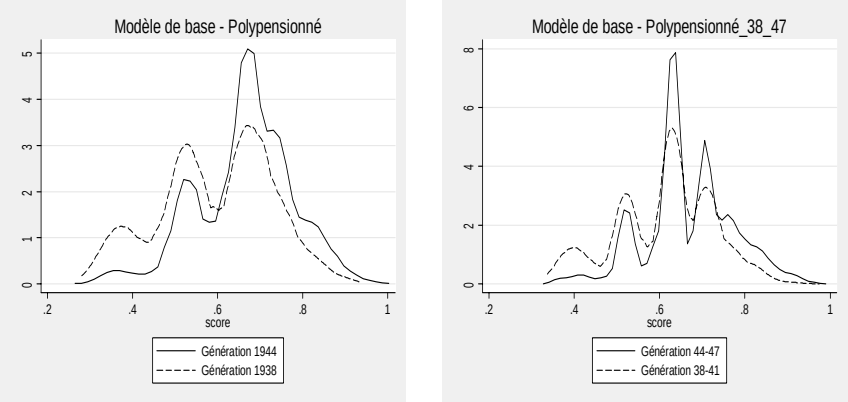

Modèle de base - Durée 42 ans_38_47
score
Génération 44-47
Génération 38-41


Modèle de base - Durée 43 ans et plus
score
Génération 1944
Génération 1938


Modèle de base - Durée 43 ans et plus_38_47
score
Génération 44-47
Génération 38-41


Modèle de base - Monopensionné
score
Génération 1944
Génération 1938


Modèle de base - Monopensionné_38_47
score
Génération 44-47
Génération 38-41




Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.
Champ : Générations 1938 et 1944 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et générations 1938 à 1947 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et non éligibles à la retraite anticipée.

* Pour rappel, le score de propension $e(X_i)$ est défini comme la probabilité, pour un individu $i$ possédant les caractéristiques $X$, d'être concerné par la mise en place du dispositif de la surcote.

# ANNEXE 4. RESULTATS DETAILLES DE L'EVALUATION

## Tab. A1 : EFFET DE LA SURCOTE SUR L'AGE DE LIQUIDATION DES DROITS A LA RETRAITE

| | | Taille de l'échantillon | | Résultats | | | | | Qualité de l'appariement | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | N44 | N38 | Age gén. 1944 | Age gén. 1938 | Différence | Ecart-type | T-stat | Pseudo-R2 | Biais |
| **Appariement sur l'ensemble de l'échantillon** | | | | | | | | | | |
| **Ensemble** | Avant appariement | 9 690 | 6 707 | 60,565 | 60,346 | 0,218 | 0,018 | 12,01 | 0,099 | 10,22 |
| | Après appariement | 9 676 | 6 707 | 60,564 | 60,389 | 0,175 | 0,056 | 3,12 | 0,002 | 1,69 |
| **Appariement par genre** | | | | | | | | | | |
| **Hommes** | Avant appariement | 6 947 | 5 165 | 60,566 | 60,336 | 0,229 | 0,021 | 11,00 | 0,118 | 10,79 |
| | Après appariement | 6 937 | 5 165 | 60,565 | 60,374 | 0,190 | 0,068 | 2,80 | 0,005 | 2,28 |
| **Femmes** | Avant appariement | 2 743 | 1 542 | 60,563 | 60,381 | 0,182 | 0,037 | 4,88 | 0,066 | 9,21 |
| | Après appariement | 2 740 | 1 542 | 60,564 | 60,483 | 0,081 | 0,081 | 1,00 | 0,004 | 3,26 |
| **Appariement par durée validée à 60 ans** | | | | | | | | | | |
| **40 annuités** | Avant appariement | 1 829 | 1 189 | 60,733 | 60,478 | 0,255 | 0,049 | 5,17 | 0,085 | 10,96 |
| | Après appariement | 1 829 | 1 189 | 60,733 | 60,550 | 0,183 | 0,158 | 1,16 | 0,008 | 4,71 |
| **41 annuités** | Avant appariement | 2 068 | 1 486 | 60,786 | 60,384 | 0,402 | 0,046 | 8,82 | 0,110 | 13,22 |
| | Après appariement | 2 062 | 1 486 | 60,786 | 60,327 | 0,459 | 0,141 | 3,25 | 0,005 | 2,84 |
| **42 annuités** | Avant appariement | 3 169 | 2 136 | 60,471 | 60,309 | 0,162 | 0,029 | 5,58 | 0,097 | 10,71 |
| | Après appariement | 3 166 | 2 136 | 60,470 | 60,355 | 0,115 | 0,091 | 1,26 | 0,004 | 2,14 |
| **43 annuités** | Avant appariement | 2 624 | 1 896 | 60,386 | 60,277 | 0,110 | 0,028 | 3,96 | 0,122 | 12,74 |
| | Après appariement | 2 602 | 1 896 | 60,386 | 60,395 | -0,010 | 0,074 | -0,13 | 0,005 | 2,90 |
| **Appariement par catégorie de pension** | | | | | | | | | | |
| **Monopensionnés** | Avant appariement | 4 816 | 3 976 | 60,318 | 60,186 | 0,131 | 0,016 | 8,22 | 0,124 | 12,27 |
| | Après appariement | 4 805 | 3 976 | 60,315 | 60,175 | 0,140 | 0,042 | 3,33 | 0,001 | 1,53 |
| **Polypensionnés** | Avant appariement | 4 874 | 2 731 | 60,809 | 60,579 | 0,230 | 0,034 | 6,67 | 0,054 | 9,10 |
| | Après appariement | 4 861 | 2 731 | 60,809 | 60,733 | 0,076 | 0,122 | 0,62 | 0,003 | 2,59 |

Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.
Champ : Générations 1938 et 1944 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans.

## Tab. A2 : EFFET DE LA SURCOTE SUR LA PROBABILITE DE PROLONGER SON ACTIVITE APRES 60 ANS ET AU-DELA DE LA DUREE REQUISE POUR LE TAUX PLEIN

| | | Taille de l'échantillon | | Résultats | | | | | Qualité de l'appariement | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | N44 | N38 | Proba gén. 1944 | Proba gén. 1938 | Différence | Ecart-type | T-stat | Pseudo-R2 | Biais |
| **Appariement sur l'ensemble de l'échantillon** | | | | | | | | | | |
| **Ensemble** | Avant appariement | 9 690 | 6 707 | 0,532 | 0,380 | 0,151 | 0,008 | 19,27 | 0,099 | 10,22 |
| | Après appariement | 9 676 | 6 707 | 0,531 | 0,472 | 0,060 | 0,027 | 2,17 | 0,002 | 1,69 |
| **Appariement par genre** | | | | | | | | | | |
| **Hommes** | Avant appariement | 6 947 | 5 165 | 0,541 | 0,374 | 0,166 | 0,009 | 18,36 | 0,118 | 10,79 |
| | Après appariement | 6 937 | 5 165 | 0,540 | 0,483 | 0,058 | 0,035 | 1,64 | 0,005 | 2,28 |
| **Femmes** | Avant appariement | 2 743 | 1 542 | 0,509 | 0,401 | 0,108 | 0,016 | 6,84 | 0,066 | 9,21 |
| | Après appariement | 2 740 | 1 542 | 0,509 | 0,465 | 0,044 | 0,040 | 1,09 | 0,004 | 3,26 |
| **Appariement par durée validée à 60 ans** | | | | | | | | | | |
| **40 annuités** | Avant appariement | 1 829 | 1 189 | 0,513 | 0,428 | 0,085 | 0,019 | 4,57 | 0,085 | 10,96 |
| | Après appariement | 1 829 | 1 189 | 0,513 | 0,486 | 0,027 | 0,070 | 0,39 | 0,008 | 4,71 |
| **41 annuités** | Avant appariement | 2 068 | 1 486 | 0,583 | 0,407 | 0,176 | 0,017 | 10,51 | 0,110 | 13,22 |
| | Après appariement | 2 062 | 1 486 | 0,584 | 0,459 | 0,125 | 0,068 | 1,85 | 0,005 | 2,84 |
| **42 annuités** | Avant appariement | 3 169 | 2 136 | 0,529 | 0,369 | 0,160 | 0,014 | 11,58 | 0,097 | 10,71 |
| | Après appariement | 3 166 | 2 136 | 0,528 | 0,502 | 0,026 | 0,049 | 0,54 | 0,004 | 2,14 |
| **43 annuités** | Avant appariement | 2 624 | 1 896 | 0,508 | 0,343 | 0,165 | 0,015 | 11,17 | 0,122 | 12,74 |
| | Après appariement | 2 602 | 1 896 | 0,508 | 0,449 | 0,059 | 0,041 | 1,45 | 0,005 | 2,90 |
| **Appariement par catégorie de pension** | | | | | | | | | | |
| **Monopensionnés** | Avant appariement | 4 816 | 3 976 | 0,468 | 0,272 | 0,196 | 0,010 | 19,28 | 0,124 | 12,27 |
| | Après appariement | 4 805 | 3 976 | 0,467 | 0,405 | 0,062 | 0,031 | 2,01 | 0,001 | 1,53 |
| **Polypensionnés** | Avant appariement | 4 874 | 2 731 | 0,594 | 0,539 | 0,055 | 0,012 | 4,69 | 0,054 | 9,10 |
| | Après appariement | 4 861 | 2 731 | 0,594 | 0,626 | -0,031 | 0,051 | -0,62 | 0,003 | 2,59 |

Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.
Champ : Générations 1938 et 1944 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans.

## Tab. A3 : EFFET DE LA SURCOTE SUR L'AGE DE DE LIQUIDATION DES DROITS A LA RETRAITE ET LA PROBABILITE DE PROLONGER SON ACTIVITE APRES 60 ANS ET AU-DELA DE LA DUREE REQUISE POUR LE TAUX PLEIN

### mesuré par simple différence (« estimateur naïf »), par effet marginal sur régression simple (« estimateur paramétrique ») et par différence par appariement sur le score de propension (« estimateur non-paramètrique »)

| | | Taille de l'échantillon | | Estimateur naïf | | Estimateur paramètrique | | Estimateur non-paramètrique | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | N44 | N38 | Différence | Ecart-type | Différence | Ecart-type | Différence | Ecart-type |
| **Analyse sur l'ensemble de l'échantillon** | | | | | | | | | |
| **Ensemble** | **Age de départ** | 9 690 | 6 707 | 0,218 *** | 0,018 | 0,067 *** | 0,018 | 0,175 *** | 0,056 |
| | **Probabilité de poursuivre une activté** | | | 0,151*** | 0,008 | 0,063 *** | 0,009 | 0,060 ** | 0,027 |
| **Analyse par genre** | | | | | | | | | |
| **Hommes** | **Age de départ** | 6 947 | 5 165 | 0,229 *** | 0,021 | 0,070 *** | 0,021 | 0,190 *** | 0,068 |
| | **Probabilité de poursuivre une activté** | | | 0,166 *** | 0,009 | 0,081 *** | 0,011 | 0,058 * | 0,035 |
| **Femmes** | **Age de départ** | 2 743 | 1 542 | 0,182 *** | 0,037 | 0,049 | 0,037 | 0,081 | 0,081 |
| | **Probabilité de poursuivre une activté** | | | 0,108 *** | 0,016 | 0,015 | 0,019 | 0,044 | 0,040 |
| **Analyse par durée validée à 60 ans** | | | | | | | | | |
| **40 annuités** | **Age de départ** | 1 829 | 1 189 | 0,255 *** | 0,049 | 0,098 * | 0,051 | 0,183 | 0,158 |
| | **Probabilité de poursuivre une activté** | | | 0,085 *** | 0,019 | 0,007 | 0,021 | 0,027 | 0,070 |
| **41 annuités** | **Age de départ** | 2 068 | 1 486 | 0,402 *** | 0,046 | 0,170 *** | 0,046 | 0,459 *** | 0,141 |
| | **Probabilité de poursuivre une activté** | | | 0,176 *** | 0,017 | 0,079 *** | 0,020 | 0,125 * | 0,068 |
| **42 annuités** | **Age de départ** | 3 169 | 2 136 | 0,162 *** | 0,029 | 0,025 | 0,029 | 0,115 | 0,091 |
| | **Probabilité de poursuivre une activté** | | | 0,160 *** | 0,014 | 0,059 *** | 0,017 | 0,026 | 0,049 |
| **43 annuités** | **Age de départ** | 2 624 | 1 896 | 0,110 *** | 0,028 | 0,003 | 0,028 | -0,010 | 0,074 |
| | **Probabilité de poursuivre une activté** | | | 0,165 *** | 0,015 | 0,121 *** | 0,019 | 0,059 | 0,041 |
| **Analyse par catégorie de pension** | | | | | | | | | |
| **Monopensionnés** | **Age de départ** | 4 816 | 3 976 | 0,131 *** | 0,016 | 0,030 * | 0,017 | 0,140 *** | 0,042 |
| | **Probabilité de poursuivre une activté** | | | 0,196 *** | 0,010 | 0,116 *** | 0,012 | 0,062 ** | 0,031 |
| **Polypensionnés** | **Age de départ** | 4 874 | 2 731 | 0,230 *** | 0,034 | 0,121 *** | 0,034 | 0,076 | 0,122 |
| | **Probabilité de poursuivre une activté** | | | 0,055 *** | 0,012 | -0,001 | 0,013 | -0,031 | 0,051 |

Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.
Champ : Générations 1938 et 1944 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans.
Lecture : l'estimateur est significatif à : *** 1%, ** 5%, * 10%.

## Tab. A4 : EFFET DE LA SURCOTE SUR LA PROBABILITE DE PROLONGER SON ACTIVITE APRES LE 1er TRIMESTRE DES 60 ANS ET AU-DELA DE LA DUREE REQUISE POUR LE TAUX PLEIN

| | | Taille de l'échantillon | | Résultats | | | | | Qualité de l'appariement | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | N44-47 | N38-41 | Proba gén. 44-47 | Proba gén. 38-41 | Différence | Ecart-type | T-stat | Pseudo-R2 | Biais |
| **Appariement sur l'ensemble de l'échantillon** | | | | | | | | | | |
| **Ensemble** | Avant appariement | 25 478 | 16 483 | 0,473 | 0,443 | 0,030 | 0,005 | 6,09 | 0,091 | 9,42 |
| | Après appariement | 25 475 | 16 483 | 0,473 | 0,368 | 0,105 | 0,034 | 3,07 | 0,001 | 1,75 |
| **Appariement par genre** | | | | | | | | | | |
| **Hommes** | Avant appariement | 16 192 | 12 153 | 0,486 | 0,442 | 0,044 | 0,006 | 7,42 | 0,122 | 10,33 |
| | Après appariement | 16 189 | 12 153 | 0,486 | 0,383 | 0,103 | 0,048 | 2,15 | 0,002 | 2,29 |
| **Femmes** | Avant appariement | 9 286 | 4 330 | 0,449 | 0,444 | 0,005 | 0,01 | 0,59 | 0,050 | 8,55 |
| | Après appariement | 9 282 | 4 330 | 0,449 | 0,358 | 0,091 | 0,043 | 2,13 | 0,002 | 2,36 |
| **Appariement par durée validée à 60 ans** | | | | | | | | | | |
| **40 annuités** | Avant appariement | 8 523 | 5 109 | 0,526 | 0,501 | 0,025 | 0,009 | 2,82 | 0,070 | 9,22 |
| | Après appariement | 8 473 | 5 109 | 0,526 | 0,458 | 0,068 | 0,068 | 1,01 | 0,002 | 1,89 |
| **41 annuités** | Avant appariement | 9 596 | 6 201 | 0,517 | 0,474 | 0,043 | 0,008 | 5,25 | 0,064 | 9,20 |
| | Après appariement | 9 592 | 6 201 | 0,517 | 0,344 | 0,173 | 0,067 | 2,58 | 0,002 | 2,14 |
| **42 annuités** | Avant appariement | 4 072 | 3 278 | 0,372 | 0,350 | 0,022 | 0,011 | 1,94 | 0,160 | 14,58 |
| | Après appariement | 4 069 | 3 278 | 0,372 | 0,304 | 0,068 | 0,032 | 2,12 | 0,003 | 2,33 |
| **43 annuités** | Avant appariement | 3 284 | 1 895 | 0,331 | 0,340 | -0,010 | 0,014 | -0,71 | 0,154 | 12,09 |
| | Après appariement | 3 282 | 1 895 | 0,331 | 0,318 | 0,013 | 0,035 | 0,38 | 0,004 | 2,47 |
| **Appariement par catégorie de pension** | | | | | | | | | | |
| **Monopensionnés** | Avant appariement | 12 762 | 9 583 | 0,420 | 0,377 | 0,043 | 0,007 | 6,48 | 0,118 | 11,63 |
| | Après appariement | 12 738 | 9 583 | 0,420 | 0,342 | 0,077 | 0,029 | 2,65 | 0,001 | 1,55 |
| **Polypensionnés** | Avant appariement | 12 716 | 6 900 | 0,526 | 0,534 | -0,008 | 0,007 | -1,02 | 0,043 | 6,98 |
| | Après appariement | 12 714 | 6 900 | 0,526 | 0,483 | 0,043 | 0,067 | 0,65 | 0,002 | 2,05 |

Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.

Champ : Générations 1938 à 1947 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et non éligibles à la retraite anticipée.

**Tab. A5 : EFFET DE LA SURCOTE SUR L'AGE DE DE LIQUIDATION DES DROITS A LA RETRAITE ET LA PROBABILITE DE PROLONGER SON ACTIVITE APRES 60 ANS ET AU-DELA DE LA DUREE REQUISE POUR LE TAUX PLEIN**

**mesuré par simple différence (« estimateur naïf »), par effet marginal sur régression simple (« estimateur paramétrique ») et par différence par appariement sur le score de propension (« estimateur non-paramètrique »)**

| | Taille de l'échantillon | | Estimateur naïf | | Estimateur paramètrique | | Estimateur non-paramètrique | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | N44-47 | N38-41 | Différence | Ecart-type | Différence | Ecart-type | Différence | Ecart-type |
| **Analyse sur l'ensemble de l'échantillon** | | | | | | | | |
| **Ensemble** | 25 478 | 16 483 | 0,030 *** | 0,005 | -0,005 | 0,005 | 0,105 *** | 0,034 |
| **Analyse par genre** | | | | | | | | |
| **Hommes** | 16 192 | 12 153 | 0,044 *** | 0,006 | -0,008 | 0,007 | 0,103 ** | 0,048 |
| **Femmes** | 9 286 | 4 330 | 0,005 | 0,01 | -0,007 | 0,010 | 0,091 ** | 0,043 |
| **Analyse par durée validée à 60 ans** | | | | | | | | |
| **40 annuités** | 8 523 | 5 109 | 0,025 *** | 0,009 | -0,014 | 0,009 | 0,068 | 0,068 |
| **41 annuités** | 9 596 | 6 201 | 0,043 *** | 0,008 | 0,005 | 0,009 | 0,173 *** | 0,067 |
| **42 annuités** | 4 072 | 3 278 | 0,022 *** | 0,011 | 0,004 | 0,013 | 0,068 *** | 0,032 |
| **43 annuités** | 3 284 | 1 895 | -0,010 | 0,014 | -0,028 * | 0,015 | 0,013 | 0,035 |
| **Analyse par catégorie de pension** | | | | | | | | |
| **Monopensionnés** | 12 762 | 9 583 | 0,043 *** | 0,007 | 0,020 *** | 0,007 | 0,077 *** | 0,029 |
| **Polypensionnés** | 12 716 | 6 900 | -0,008 | 0,007 | -0,030 *** | 0,008 | 0,043 | 0,067 |

Source : Echantillon au 1/20è des assurés de la CNAV.
Champ : Générations 1938 à 1947 ayant validé au moins 160 trimestres à 60 ans et non éligibles à la retraite anticipée.
Lecture : l'estimateur est significatif à : *** 1%, ** 5%, * 10%.