

Réformes des retraites et évolution des âges de départ à la CNRACL : un éclairage sur les fonctionnaires hospitaliers et territoriaux sédentaires

Laurent Soulat, Sébastien Cambier et Eric Poujardieu

Caisse des Dépôts, Direction des retraites et de la solidarité

Sommaire

Résumé court	2
Short abstract	2
Résumé non technique	3
1. Introduction	5
2. La sélection de la population étudiée et la description des données	9
2.1. Une première approche descriptive : l'effet des réformes sur les âges de départ à partir des flux de liquidation	9
2.1.1. Des départs à la retraite en hausse et volatiles	9
2.1.2. Les principaux types de départ et les âges correspondant	11
2.2. Une approche par génération : la sélection de la population étudiée	13
2.2.1. La description des données	15
2.2.2. La sélection de la population étudiée : les pensionnés de droit direct vieillesse et les actifs nés entre 1943 et 1951 hors catégorie active et insalubre	18
2.2.3. Les statistiques descriptives par génération sur la population retenue	21
3. Présentation de la méthodologie empirique	28
3.1. L'approche non-paramétrique : les courbes de survie	29
3.2. L'approche semi-paramétrique : la probabilité de départ avec prise en compte de caractéristiques individuelles	32
4. Présentation et commentaires des résultats	35
4.1. Un premier éclairage sur la probabilité de prendre sa retraite à partir de l'âge légal	35
4.2. Les modèles de durée : l'analyse non-paramétrique des courbes de survie	39
4.2.1. Une diminution de la proportion des départs à 60 ans	39
4.2.2. Une probabilité plus importante d'être en activité au-delà de 60 ans	39
4.2.3. ...mais une probabilité également plus forte de prendre sa retraite avant 60 ans, particulièrement pour les hommes	40
4.2.4. Un premier aperçu de l'effet de la réforme de 2010	41
4.2.5. Quel effet à terme sur l'âge moyen de départ en retraite des générations étudiées ?	41
4.2.6. Quelles différences entre générations avec un éclairage par fonction publique ?	45
4.3. L'analyse semi-paramétrique de la probabilité de partir en retraite aux différents âges selon les générations	47
5. Conclusion	50
Bibliographie	52
Annexe 1 – Description des données	54
Annexe 2 – Identification des personnes en catégorie active ou insalubre	56
Annexe 3 – Statistiques descriptives sur la population des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires retraités de droit direct et en activité nés entre 1943 et 1951	68
Annexe 4 – Présentation des résultats	77

Réformes des retraites et évolution des âges de départ à la CNRACL : un éclairage sur les fonctionnaires hospitaliers et territoriaux sédentaires

Laurent Soulat[#], Sébastien Cambier et Eric Poujardieu
Caisse des Dépôts, Direction des retraites et de la solidarité

Janvier 2014

Les auteurs remercient tout particulièrement Patrick Aubert, Florence Legros et Julien Vauday pour leur relecture de ce travail et pour leurs commentaires. Nous remercions également les membres de la filière études ainsi que les équipes de la réglementation des fonds de l'Établissement de Bordeaux de la Direction des retraites et de la solidarité de la Caisse des Dépôts.

[#]Contact : Laurent Soulat, Direction des retraites et de la solidarité de la Caisse des Dépôts, 12 avenue Pierre Mendès-France 75914 Paris Cedex 13, laurent.soulat@caissedesdepots.fr.

Questions Retraite & Solidarité – Les cahiers reflète les idées de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Caisse des Dépôts ni celle des régimes qu'elle gère. Ce document est disponible sur le site internet de la Direction des retraites et de la solidarité de la Caisse des Dépôts <https://www.cdc.retraites.fr>.

Questions Retraite & Solidarité – Les cahiers reflects the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Caisse des Dépôts or the schemes managed. This document is available on the Direction des retraites et de la solidarité de la Caisse des Dépôts website <https://www.cdc.retraites.fr>.

Réformes des retraites et évolution des âges de départ à la CNRACL : un éclairage sur les fonctionnaires hospitaliers et territoriaux sédentaires

Résumé :

Cette étude analyse l'impact des réformes des retraites de 2003 et de 2010 sur l'évolution des âges de départ par génération des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la CNRACL. Elle porte sur plus de 260 000 individus nés entre 1943 et 1951 dont 87 % sont retraités au 31 décembre 2012. Nous recourons aux méthodologies des modèles de durée afin de décrire l'évolution des probabilités de départ en retraite. La réforme de 2003 a introduit, d'une part, l'augmentation de la durée de cotisation requise pour bénéficier d'une retraite à taux plein conduisant à une hausse de la proportion des départs au-delà de 60 ans. D'autre part, la mise en place du dispositif de départ anticipé pour carrière longue a entraîné une augmentation des passages en retraite avant 60 ans au fil des générations. Ainsi la probabilité de départ anticipé augmente de plus de 10 points à partir de la génération 1947. Néanmoins, dans l'ensemble, l'âge de départ tendrait à reculer à partir de la génération 1946, l'effet de l'allongement dominant celui induit par les départs anticipés. Globalement, par rapport aux générations 1943-1945, la probabilité d'être encore en activité à un âge donné s'élève de génération en génération, de 5 % pour la génération 1946 à 20 % pour la génération 1950. Quant à la réforme de 2010, avec le recul de l'âge légal de la retraite, celle-ci entraîne un déplacement mécanique de la courbe de survie de 4 mois entre les affiliés nés au 1^{er} semestre 1951 et ceux nés au 2nd semestre. La probabilité de départ se réduit de 18 %.

Mots clés : Fonctionnaires, collectivités locales, fonction publique hospitalière, fonction publique territoriale, CNRACL, départ en retraite, impact des réformes de 2003 et de 2010, modèles de durée, courbes de survie.

Abstract:

This study analyzes the effects of the 2003 and 2010 pension reforms on the changes in retirement ages by generation for the local and hospital civil servants affiliated to the CNRACL (pension scheme for local and hospital civil servants). It concerns more than 260,000 individuals born between 1943 and 1951, of whom 87% had retired on 31 December 2012. We apply survivor analysis tools to describe the evolution of "retirement risk". The 2003 reform introduced, on the one hand, an increase of the contribution period required to receive a full pension that has led to an increase in the proportion of retirement after 60 years. On the other hand, the long career mechanism has led to an increase in the proportion of early retirements before 60 years. Thus the probability of early retirement increases by more than 10 points from the 1947 generation onwards. However, overall, the retirement probability decreases at any age by generation. The retirement risk ratio decreases by 5% for the 1946 generation and by 20% for the 1950 generation. As for the 2010 reform, with an increase in the legal retirement age, it leads to a mechanical survival curve shift of four months between the two semesters of the 1951 generation. The retirement risk ratio decreases by 18%.

Keywords: civil servants, local governments, hospital civil service, local government service, CNRACL, retirement, impact of 2003 and 2010 reforms, duration models, survival curves.

JEL Codes: C14, H55, J26.

Résumé non technique

Les réformes de 2003 et de 2010 ont introduit de nombreuses modifications en termes de calcul de pension, d'acquisition de droits et d'âge légal de la retraite. Ces évolutions ont eu des incidences sur l'ensemble des régimes de retraite. Si ces réformes ont pour objectif de repousser l'âge de liquidation, soit par l'allongement de la durée de cotisation requise et par l'introduction d'une décote et d'une surcote, soit par l'augmentation de l'âge légal, elles permettent également une augmentation des départs anticipés pour carrière longue. Par conséquent, l'impact de ces réformes sur l'évolution des âges de départ en retraite peut être ambigu. L'objectif de ce papier est d'étudier l'évolution des probabilités de départ selon les âges des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la Caisse nationale de retraite des agents des collectivités locales (CNRACL).

Les travaux déjà menés sur l'impact de la réforme de 1993 sur les salariés du secteur privé montrent que l'âge de départ en retraite tend à reculer avec l'augmentation du nombre de trimestres requis pour bénéficier d'une retraite à taux plein (Aubert, 2009 ; Bozio, 2011).

Les modèles de durée et les courbes de survie utilisés dans ce travail permettent d'estimer des probabilités d'être encore en activité à chaque âge pour des générations soumises à des durées de cotisation différentes et des règles d'acquisition de droits qui évoluent. Il est possible ensuite de comparer ces courbes de survie afin de vérifier si les réformes ont significativement modifié les probabilités de départ en retraite. Cette méthodologie permet également d'estimer l'impact de l'année de naissance sur la probabilité globale de départ en contrôlant des effets de structure.

Pour cela, nous utilisons les données sur les affiliés de la CNRACL portant sur les générations nées entre 1943 et 1951. La génération 1943 est la dernière génération, pour les fonctionnaires, non soumise à l'augmentation du nombre de trimestres requis pour bénéficier d'une retraite à taux plein de la réforme de 2003. Toutefois, des personnes nées en 1943 qui seraient parties en retraite à partir de 2004 et ayant une durée de service suffisante, ont pu bénéficier de la surcote introduite par la réforme de 2003. Quant à la génération 1951, les personnes nées au premier semestre ne sont soumises qu'à la réforme de 2003 alors que celles nées au second semestre sont également touchées par celle de 2010. Pour ne pas complexifier l'analyse des effets des réformes, nous restreignons la population étudiée aux seuls fonctionnaires sédentaires. En effet, les personnes en catégorie active ou insalubre peuvent bénéficier de l'ouverture de droits à partir de 50 ou 55 ans. En les excluant du champ de l'étude¹, les départs anticipés restant recouvrent alors quasi-exclusivement les départs pour carrière longue et les départs pour parents de trois enfants.

Ainsi, l'étude porte sur plus de 261 000 fonctionnaires hospitaliers et territoriaux. 87 % de la population sont des pensionnés vieillesse de droit direct de la CNRACL au 31 décembre 2012 ou d'anciens pensionnés décédés ayant liquidé leur pension entre le 1^{er} janvier 2003 et le 31 décembre 2012. Les 13 % restants sont des affiliés encore en activité. La population est composée de 20 % de fonctionnaires hospitaliers et de 80 % de fonctionnaires territoriaux, les fonctionnaires hospitaliers étant plus nombreux à pouvoir bénéficier d'un départ anticipé au titre de la catégorie active.

¹ L'évolution des âges de départ des fonctionnaires en catégorie active et insalubre fera l'objet d'études ultérieures.

Il s'agit à notre connaissance de la première étude portant sur l'impact de la réforme de 2003 et de la première phase de montée en charge de celle de 2010 sur l'évolution des âges de départ par génération dans la fonction publique. Des travaux sur l'évolution des âges de départ en flux ont déjà été menés. Toutefois, une telle approche ne permet qu'imparfaitement de mesurer et de distinguer l'ensemble des effets des réformes sur l'évolution des âges de départ, les réformes s'appliquant par génération.

Cette étude permet de mettre en évidence que la réforme de 2003 a conduit à une baisse des départs à 60 ans. Alors que 56 % des départs de la génération 1943 se sont produits lors du premier mois des 60 ans, ils ne concernent que 23 % de ceux de la génération 1950 ou de celle du premier trimestre 1951. Cette réduction s'explique par la hausse des départs avant et après 60 ans. D'un côté, la hausse de la durée d'assurance requise pour le taux plein s'est traduite par une augmentation de la proportion de personnes en activité à des âges plus élevés. 20 % des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires de la génération 1943 étaient encore en activité à la veille de leurs 61 ans, contre 29 % pour la génération 1947-1948 et 37 % de la génération née au 1^{er} semestre 1951. De l'autre côté, le développement du dispositif carrière longue à partir de la génération 1946 a entraîné une augmentation de la proportion des départs avant l'âge légal, les départs de parents de trois enfants étant restés stables. 10 % de l'effectif sédentaire né en 1943 est parti avant d'atteindre l'âge de 60 ans, alors que cette proportion passe à 22 % pour la génération 1947-1948, pour se stabiliser autour de 20 % pour la génération 1951 (premier et second semestre). Quant à la réforme de 2010, elle conduit mécaniquement à un décalage des départs de la génération 1951 née au second semestre de 4 mois par rapport aux affiliés de la même génération nés au premier semestre.

Un focus sur les départs anticipés révèle que la probabilité d'un tel départ augmente à partir de la génération 1946 jusqu'à la génération 1948 pour se réduire légèrement pour les générations suivantes avant d'augmenter de nouveau pour la génération née au second semestre 1951. Ainsi, le fait d'être né en 1948 accroît la probabilité de départ anticipé de presque 15 points de pourcentage par rapport aux générations non concernées (1943 à 1945), de 10 points de pourcentage pour la génération née au premier semestre 1951 et de 17 points de pourcentage pour la génération née au second semestre 1951.

Dans l'ensemble, toutes choses égales par ailleurs, l'âge moyen de départ tendrait à s'accroître à partir de la génération 1946 et surtout à partir de la génération 1949. L'effet de l'augmentation de la durée d'assurance requise pour le taux plein et la décote/surcote dominerait donc l'effet induit par les départs anticipés, en augmentant la probabilité globale d'être encore en activité à un âge donné de 5 % pour la génération 1946 par rapport aux générations 1943-1945, de 20 % pour la génération 1950, de 25 % pour les personnes nées au premier semestre 1951. L'augmentation de l'âge légal de 4 mois entre les fonctionnaires territoriaux et hospitaliers nés avant le premier juillet 1951 et ceux nés après le premier juillet se traduit par une hausse de la probabilité d'être encore en activité à un âge donné de presque 18 % entre les deux semestres.

1. Introduction

Les réformes de 2003 et de 2010 ont introduit de nombreuses modifications en termes de calcul de pension, d'acquisition de droits et d'âge légal de la retraite. Ces évolutions ont eu des incidences sur l'ensemble des régimes de retraite. Si ces réformes ont pour objectif de repousser l'âge de liquidation, soit par l'allongement de la durée de cotisation requise et par l'introduction d'une décote et d'une surcote, soit par l'augmentation de l'âge légal, elles permettent également une augmentation des départs anticipés. L'objectif de ce papier est d'étudier leurs impacts sur l'évolution des âges de départ des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la Caisse nationale de retraite des agents des collectivités locales (CNRACL).

Ainsi, la réforme des retraites de 2003 vise à ouvrir les possibilités de départ en retraite et à inciter au recul de l'âge de la retraite en rendant plus contraignante la durée de cotisation. Différentes mesures mises en place, telles que la surcote ou l'augmentation de la durée d'assurance pour bénéficier du taux plein, ont comme objectif d'inciter les individus à repousser leur départ.

Pour les salariés du secteur privé, la réforme de 1993 avait déjà enclenché cette augmentation de la durée d'assurance, celle-ci étant passée progressivement de 150 à 160 trimestres. La réforme de 2003 a étendu cette mesure aux fonctionnaires et a prolongé cette progression pour l'ensemble des régimes. Dans un premier temps, la réforme 2003 établit le rattrapage de la durée d'assurance des fonctionnaires sur celle des salariés du secteur privé avec une augmentation progressive, au rythme de deux trimestres par année de naissance, de 150 trimestres pour la génération 1943 à 160 trimestres pour la génération 1948. Dans un second temps, l'augmentation suit un rythme identique pour l'ensemble des régimes de retraite, d'un trimestre par an, pour atteindre 163 trimestres pour la génération 1951. En plus de l'allongement de la durée requise, la réforme de 2003 a introduit une surcote visant à majorer la pension lorsque l'assuré, qui totalise un nombre de trimestres suffisant pour avoir le taux plein, prolonge son activité au-delà de l'âge légal de la retraite. La décote a également été étendue à la fonction publique, conduisant à un taux de liquidation minoré en fonction du nombre de trimestres manquants par rapport à la durée nécessaire pour le taux plein ou par rapport à l'âge d'annulation de la décote, soit, dans le cadre général, 65 ans jusqu'à la génération née au premier semestre 1951, puis 67 ans à terme.

La réforme de 2003 instaure aussi un dispositif de départ anticipé pour carrière longue permettant aux personnes qui ont commencé à travailler à un âge précoce de partir avant l'âge légal. Ainsi, sous conditions de durée de carrière et d'âge d'entrée sur le marché du travail, des possibilités de départ anticipé ont été mises en place à partir de 2004 pour les salariés du secteur privé, et de 2005 pour les fonctionnaires².

Quant à la réforme de 2010, elle modifie l'âge légal, en l'augmentant de 4 mois pour la génération née au second semestre 1951, puis de 5 mois par année de naissance, pour atteindre 62 ans pour la génération 1955. Cette réforme, si elle modifie certaines conditions d'éligibilité et d'âge de sortie du dispositif carrière longue, permet toujours un départ anticipé pour les personnes qui ont commencé à travailler jeune. Par ailleurs, pour les fonctionnaires, cette réforme ferme progressivement l'accès au départ anticipé au titre de parents de trois enfants.

² Pour les fonctionnaires sédentaires, le départ à 59 ans est possible depuis le 1^{er} janvier 2005, à 58 ans depuis le 1^{er} juillet 2006 et à 56 et 57 ans à compter du 1^{er} janvier 2008.

Par conséquent, l'impact des réformes de 2003 et de 2010 sur l'évolution des âges de départ en retraite peut être ambigu, avec des dispositifs permettant un départ anticipé et d'autres incitant à la prolongation de l'activité. L'évaluation de ces évolutions législatives sur les comportements de départ en retraite est délicate dans la mesure où des dispositifs ayant des effets contraires sont mis en place au même moment. Le travail présenté ici vise à proposer des mesures de l'impact de ces différents effets sur les âges de passage en retraite.

Trois champs de recherche présents dans la littérature économique peuvent permettre de dresser un premier bilan des effets de ces évolutions législatives. Le premier repose sur la modélisation des comportements de départ. Ces travaux trouvent leur origine dans le modèle de choix d'options développé par Stock et Wise [1990]. Les individus arbitrent entre le revenu futur attendu sur le reste de leur vie d'un départ immédiat et le revenu espéré de la continuation d'activité, soit entre durée de vie et niveau de vie, étant donné leur niveau d'information sur la distribution des évolutions de salaires futures, leurs préférences et leur espérance de vie. De nombreux développements empiriques basés sur ce modèle ont été réalisés³. Toutefois, ce type de modèles présente quelques limites. D'abord le paramétrage des préférences individuelles peut s'avérer difficile [Albert, Grave et Oliveau, 2008]. Ensuite, les résultats qu'il propose semblent dans certains cas surréagir aux réformes, n'intégrant pas la montée en charge de ces dernières ou des modifications progressives des comportements [Bachelet, Befly et Blanchet, 2011]. Enfin, ces modèles nécessitent de disposer d'un ensemble large de données sur les niveaux de revenus et de patrimoine de l'individu et du ménage, ainsi que sur les possibles évolutions de carrière et de rémunération en cas de continuation.

Le deuxième champ de recherche repose sur des méthodologies empiriques visant à mesurer l'impact de l'augmentation de la durée de cotisation requise pour le taux plein sur l'âge de liquidation. Dans ce sens, Bozio [2006, 2007, 2008, 2011] propose une estimation de l'âge de liquidation en fonction des variations de durée d'assurance entre générations⁴. Cette méthodologie offre l'avantage d'estimer des élasticités moyennes de l'augmentation de la durée d'assurance requise sur l'âge de liquidation. Toutefois, au-delà des hypothèses implicites à la démarche, elle présente plusieurs limites dans une première approche de l'impact des réformes de 2003 et de 2010 sur l'évolution de l'âge de départ des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers. Premièrement, elle nécessite que l'ensemble des générations étudiées ait liquidé, ce qui conduit à étudier l'impact des réformes avec un décalage de temps important. Deuxièmement, les mesures du nombre de trimestres validés peuvent être délicates, notamment pour des poly-pensionnés. Troisièmement, cette approche restreint l'étude aux personnes en activité à l'âge de 60 ans, ce qui exclut la prise en compte de la

³ Voir par exemple Stock et Wise [1990] ou Samwick [1998] sur des données américaines, Börsch-Supan [1998 et 1999], Börsch-Supan, Schnabel, Kohnz et Mastrobuoni [2004] pour l'Allemagne ou Blanchet et Mahieu [2001], Albert, Grave et Oliveau [2008] ou Bachelet, Befly et Blanchet [2011] pour la France.

⁴ Bozio [2006, 2007, 2008, 2011] compare l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance sur l'âge de liquidation entre deux sous-échantillons : un groupe de référence non contraint par la durée d'assurance requise à l'âge légal et un groupe de traitement contraint par cette variation de durée requise. Appliqué à l'impact de la réforme de 1993 sur l'évolution de l'âge de liquidation des salariés du secteur privé, en utilisant des données de l'échantillon inter-régimes de retraités (EIR) appariées aux DADS et au fichier de l'Unedic, Bozio [2011] trouve que, pour les personnes en emploi avant 60 ans, toute augmentation de durée d'assurance d'une année tend à un report de 9 mois pour les hommes et de 5 mois pour les femmes. A partir des données de l'EIR et de l'échantillon inter-régimes de cotisants (EIC), Aubert [2009] trouve des reports de 8 mois et demi pour les hommes et de 7 mois pour les femmes.

hausse du nombre de départs anticipés pour carrière longue dans les mesures de l'évolution des âges de départ. Quatrièmement, la population étudiée est réduite à un sous-ensemble de la population ayant validé une durée minimum de trimestres lorsqu'elle atteint 60 ans.

A ce deuxième champ, on peut ajouter les travaux économétriques cherchant à estimer la probabilité de départ par âge en tenant compte des durées validées. Aubert [2009] estime ainsi des probabilités de rester en emploi ou de sortir d'activité à chaque âge. Concernant l'impact de la réforme de 2003 dans le secteur public, une première évaluation des modifications de comportements de départ en retraite dans la fonction publique d'Etat est proposée par Walraet [2009] sur la base des flux de départs depuis 2003. Baraton, Befy et Fougère [2011] évaluent l'incidence de l'augmentation de la durée d'assurance requise sur la probabilité de départ à partir de 60 ans pour les enseignants du second degré.

Le troisième champ de recherche repose sur la méthodologie statistique des modèles de durée ou des courbes de survie⁵. Elle permet d'estimer des probabilités d'être encore en activité à chaque âge pour des générations soumises à des durées de cotisation différentes et de pouvoir comparer ces taux de survie. En d'autres termes, cette méthode permet de vérifier si les réformes modifient significativement les probabilités de départ (approche non-paramétrique en strates). Cette approche permet également de tenir compte d'effets propres à l'individu ou à des groupes d'individus (approche semi-paramétrique), tels que la génération.

Cette approche présente trois avantages. D'abord, elle permet, dans le cadre de premières évaluations des réformes pour la fonction publique, une approche descriptive large de l'évolution des probabilités de départ en retraite sans avoir à restreindre la population étudiée à certains âges. Dans ce cadre méthodologique, il est donc possible de tenir compte à la fois de l'augmentation des départs anticipés d'un côté, et de l'allongement de la durée d'activité de l'autre, pour des générations prises dans leur ensemble. Ensuite, la méthodologie est compatible avec des générations qui n'ont pas complètement liquidé leur pension, permettant de dresser les premiers constats de l'impact de la réforme de 2003, mais également de celle 2010. Enfin, elle peut être mobilisée sans avoir recours à l'utilisation d'une grande quantité de données individuelles (préférences individuelles, état de santé, situation familiale, niveaux de revenus et de patrimoine...).

L'étude sur l'impact de la réforme de 2003 et de la première étape de la réforme de 2010⁶ sur l'évolution des âges de départ des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers présentée ici s'appuie donc sur cette méthodologie des courbes de survie. Pour cela, nous utilisons les données sur les affiliés de la CNRACL portant sur les générations nées entre 1943 et 1951. La génération 1943 est la dernière non soumise à la réforme de 2003⁷. Quant à la génération 1951, les personnes nées au premier semestre ne sont soumises qu'à la réforme de 2003 alors que les personnes nées au second semestre sont également concernées par

⁵ Voir par exemple Aranki et Macchiarelli [2013] pour une application à des mesures de différences de durée d'activité entre pays européens ou Magnac, Rapoport et Roger [2006] sur l'incidence d'aléas de fin de carrière, tels que le chômage ou la préretraite sur le choix de la date de liquidation.

⁶ La réforme 2010 arrivera à son terme en 2015, lorsque l'âge légal sera établi à 62 ans, pour la génération 1955.

⁷ En effet, la génération 1943 n'est pas soumise à l'augmentation de la durée d'assurance requise pour bénéficier d'une retraite à taux plein. Toutefois, les personnes nées en 1943 qui sont parties en retraite à partir de 2004 et qui disposaient d'une durée d'assurance suffisante ont pu bénéficier d'une surcote introduite par la réforme de 2003. Pour indication, un peu plus de 20 % de la génération 1943 a liquidé à compter de 2004, sans pour autant disposer du nombre de trimestres taux plein.

celle de 2010, la différence pouvant être expliquée par l'augmentation de l'âge légal. Ces générations ne sont donc pas concernées par l'extension du dispositif carrière longue induit par le décret de juillet 2012. De plus, pour ne pas complexifier l'analyse des effets des réformes, nous restreignons la population étudiée aux seuls fonctionnaires sédentaires. En effet, les personnes en catégorie active ou insalubre peuvent bénéficier de l'ouverture de droits à partir de 50 ou 55 ans⁸. En les excluant du champ de l'étude⁹, les départs anticipés restant recouvrent quasi-exclusivement les départs pour carrière longue et les départs pour parents de trois enfants. Cette étude porte sur plus de 261 000 fonctionnaires hospitaliers et territoriaux. 87 % de la population sont des pensionnés vieillesse de droit direct de la CNRACL au 31 décembre 2012 ou d'anciens pensionnés décédés ayant liquidé leur pension entre le 1^{er} janvier 2003 et le 31 décembre 2012. Les 13 % restants sont des affiliés encore en activité. La population est composée de 20 % de fonctionnaires relevant de la fonction publique hospitalière (FPH) et de 80 % relevant de la fonction publique territoriale (FPT), les fonctionnaires hospitaliers étant plus nombreux à pouvoir bénéficier d'un départ anticipé au titre de la catégorie active.

Des travaux sur l'évolution des âges de départ des fonctionnaires ont déjà été menés. Toutefois, ceux-ci s'appuient généralement sur des données en flux de départ par année civile, ne permettant qu'imparfaitement de mesurer les effets des réformes. En effet, premièrement, les réformes s'appliquent par année de naissance. Deuxièmement, les variations de l'âge de départ mesurées en flux sont influencées par les anticipations ou les décalages de départ. Les départs au titre du dispositif « parents de trois enfants » ayant eu lieu en 2011 concernent par exemple de nombreuses femmes nées en 1955, en lien avec la fermeture annoncée du dispositif. Ainsi, une hausse des départs anticipés une année donnée viendra réduire les départs les années suivantes, entraînant mécaniquement une stabilité ou une baisse de l'âge moyen de départ l'année considérée et une hausse de l'âge moyen de départ les années suivantes.

Ainsi, l'étude présentée ici est, à notre connaissance, la première s'appuyant sur des données par génération dans la fonction publique. Elle permet d'établir que, si d'un côté la proportion des départs anticipés a eu tendance à s'accroître, et de l'autre, la proportion des personnes en activité à des âges plus élevés a progressé, dans l'ensemble, l'âge moyen de départ a eu tendance à augmenter de génération en génération.

Dans la partie suivante, les données sélectionnées et les statistiques descriptives sont présentées. La troisième partie est consacrée à la méthodologie utilisée : les approches non-paramétrique et semi-paramétrique des courbes de survie, ainsi qu'à l'estimation de probabilités de départ avant l'âge légal. Dans la quatrième partie, les résultats sont présentés et commentés. Les conclusions sont dressées dans la cinquième partie.

⁸ Ces âges sont relevés progressivement pour atteindre 52 ans pour les générations nées à partir de 1965 et 57 ans pour les générations nées à partir de 1960.

⁹ L'évolution des âges de départ des fonctionnaires en catégorie active et insalubre fera l'objet d'études ultérieures.

2. La sélection de la population étudiée et la description des données

2.1. Une première approche descriptive : l'effet des réformes sur les âges de départ à partir des flux de liquidation

Les réformes des retraites de 2003 et 2010 ont introduit de nombreuses modifications en termes de calcul de pension, d'acquisition de droits et d'âge légal de la retraite. Ces évolutions ont eu des répercussions sur l'ensemble des régimes de retraite, avec une incidence particulièrement forte sur les départs à la retraite des affiliés de la CNRACL. Les fonctionnaires hospitaliers et territoriaux cotisant à ce régime ont en effet modifié leurs comportements de départ, ce qui a généré une très forte variabilité dans les flux de nouveaux retraités [Bridenne et Gautier, 2012]. Au même moment, les générations du baby-boom sont arrivées à l'âge de la retraite.

2.1.1. Des départs à la retraite en hausse et volatiles

Le graphique 1 présente l'évolution des départs en retraite de droit propre vieillesse de 2001 à 2012 constatés à la CNRACL. Deux évolutions contrastées se dégagent : d'un côté, la tendance générale indique globalement une hausse du volume des départs qui passent d'un peu moins de 29 000 en 2001 à presque 40 500 en 2012, après 49 000 départs en 2010 et 61 000 en 2011. Cette évolution s'explique par le fait que les générations récentes sont plus nombreuses que les plus anciennes. De l'autre, cette hausse est soumise à de nombreuses variations d'une année sur l'autre. Ces évolutions chahutées des flux sont à mettre en relation avec les évolutions législatives intervenues sur cette période ainsi que les adaptations de comportement de départ des affiliés face à ces changements (voir à ce sujet, Bridenne et Gautier, 2012).

La réforme 2003 a instauré différentes mesures pour les fonctionnaires : un allongement de la durée d'assurance (voir tableau 1), l'introduction d'une décote et d'une surcote ainsi que l'introduction de la retraite anticipée pour carrière longue à partir de 2005. La réforme 2010 a introduit un recul de l'âge légal de la retraite mais elle a aussi fermé l'accès au départ anticipé au titre de parents de trois enfants aux fonctionnaires ne répondant pas à certains critères. Ce dispositif permettait aux parents de trois enfants de demander leur retraite dès la validation de 15 ans de service. Une des conséquences de cette fermeture a été la grande quantité de départs en 2011, en partie de façon très précipitée. Ainsi pour le seul mois de juillet 2011, plus de 18 000 départs en retraite ont été enregistrés quel que soit le motif, soit un maximum historique représentant entre un tiers et la moitié d'une liquidation annuelle normale. Un flux particulièrement élevé est suivi d'un flux, l'année suivante, relativement faible, significatif d'une anticipation des départs et d'une accalmie relative ensuite.

Tableau 1 – Evolution de la durée d'assurance suite à la réforme 2003 et montée en charge des taux de décote et de surcote

Génération	Année des 60 ans ⁽¹⁾	Durée d'assurance nécessaire pour le taux plein	Taux de minorisation par trimestre manquant ⁽²⁾	Taux de majoration par trimestre supplémentaire ⁽³⁾
1943	2003	150		
1944	2004	152		0,75%
1945	2005	154		0,75%
1946	2006	156	0,125%	0,75%
1947	2007	158	0,250%	0,75%
1948	2008	160 ⁽⁴⁾	0,375%	0,75%
1949	2009	161	0,500%	1,25%
1950	2010	162	0,625%	1,25%
1951	2011	163	0,75% / 0,875% ^(a)	1,25%
1952	2012	164	0,875% / 1,00% ^(b)	1,25%
1953	2013	165	1,125% / 1,25% ^(c)	1,25%
1954	2014	165	1,25%	1,25%
1955	2015	166	1,25%	1,25%
1956	2016	166	1,25%	1,25%

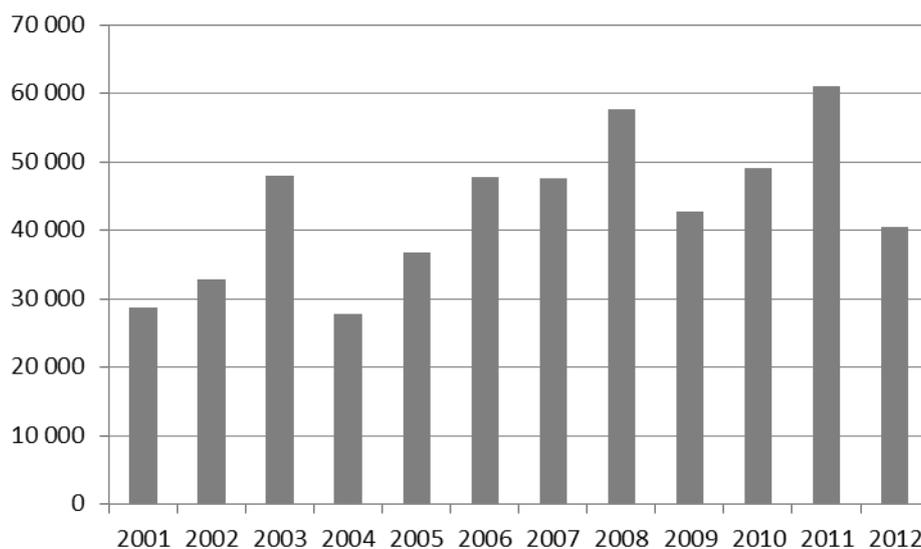
(1) Année d'ouverture du droit avant la réforme de 2010.

(2) Le taux de minoration par trimestre manquant dépend de l'année au cours de laquelle les conditions de liquidation de la pension sont réunies. Il est donc déterminé en fonction de l'âge légal de départ à la retraite et non de l'année de naissance. Ainsi, pour un fonctionnaire né entre le 01/01/1951 et le 30/06/1951, l'âge légal de départ à la retraite est de 60 ans, son année d'ouverture du droit est alors 2011 ; pour un fonctionnaire né entre le 01/07/1951 et le 31/08/1951, l'âge légal de départ à la retraite est de 60 ans et 4 mois et son année d'ouverture du droit est 2011 ; pour un fonctionnaire né entre le 01/09/1951 et le 31/12/1951, l'âge légal de départ à la retraite est de 60 ans et 4 mois et son année d'ouverture du droit est 2012. Par conséquent (a) le taux de minoration est de 0,75 % pour un fonctionnaire né entre le 01/01/1951 et le 31/08/1951 et de 0,875 % pour un fonctionnaire né entre le 01/09/1951 et le 31/12/1951 ; (b) ce taux est de 0,875 % pour, un fonctionnaire né entre le 01/01/1952 et le 31/03/1952 et de 1,00 % pour un fonctionnaire né entre le 01/04/1952 et le 31/12/1952 ; (c) ce taux est de 1,125 % pour, un fonctionnaire né entre le 01/01/1953 et le 31/10/1953 et de 1,25 % pour un fonctionnaire né entre le 01/11/1953 et le 31/12/1953.

(3) Taux de majoration de 0,75 % pour les services effectués jusqu'au 31/12/2008 et de 1,25 % pour les services effectués à compter du 01/01/2009.

(4) Au-delà de 2008, le rythme de progression de la durée d'assurance est ajusté d'année en année en fonction de l'évolution de l'espérance de vie comme inscrit dans la réforme 2003.

Graphique 1 – Nombre de départs en retraite de droit direct vieillesse de 2001 à 2012



Champ : flux annuels de liquidations des pensions de droit direct vieillesse à la CNRACL.

Sources : CNRACL [2013], recueil statistique 2012.

2.1.2. Les principaux types de départ et les âges correspondant

Les fonctionnaires sont soumis au même âge légal de départ en retraite que les salariés du secteur privé, soit 60 ans jusqu'à la génération du premier semestre 1951 (avant réforme 2010). Cependant, il existe des possibilités de départs anticipés spécifiques à la fonction publique qui correspondent à certains types d'activité ou bien à des situations familiales particulières. Ainsi parmi les types de départs identifiés pour les fonctionnaires territoriaux et hospitaliers, voici les principaux :

- les départs dits « normaux », c'est-à-dire les départs en retraite ayant lieu à l'âge légal ou après, soit entre 60 et 65 ans¹⁰ pour l'essentiel ;
- les départs en catégorie active : ces départs correspondent à un départ anticipé, ayant lieu à partir de 55 ans et avant l'âge légal. Ce dispositif est ouvert aux fonctionnaires totalisant une durée minimale de 15 ans de service relevant de la catégorie active (voir encadré 1) ;
- Les départs pour emploi insalubre : ces départs correspondent à des départs anticipés possibles à partir de 50 ans sous réserve de totaliser les durées minimales de service exigées (voir encadré 1) ;
- les départs pour parents de 3 enfants : ce motif de départ s'effectue sans condition d'âge, donc à des âges de départ très étalés, souvent bien inférieurs à l'âge légal, puisque les personnes concernées peuvent demander leur retraite dès lors qu'elles ont validé 15 ans de service. Ce motif est voué à une extinction progressive depuis la réforme de 2010.
- Les départs anticipés pour carrière longue : la réforme 2003 a instauré la possibilité de départs anticipés à la retraite pour les personnes qui ont commencé à travailler jeunes et qui ont accompli une carrière longue (au moins 8 trimestres de plus que la durée

¹⁰ Ces âges sont relevés progressivement pour atteindre 62 et 67 ans pour les générations nées à compter du 01/01/1955.

nécessaire pour le taux plein¹¹). Pour les fonctionnaires, le départ à 59 ans est possible depuis le 1^{er} janvier 2005, à 58 ans depuis le 1^{er} juillet 2006, et à 56 et 57 ans ont été ouverts à compter du 1^{er} janvier 2008.

Encadré 1

Les notions de catégorie active et de catégorie insalubre

La catégorie active et la catégorie insalubre concernent des emplois jugés pénibles qui donnent le droit aux personnes qui ont servi une durée minimale de pouvoir bénéficier d'une ouverture des droits à pension de manière anticipée¹².

Un départ en catégorie active nécessite une durée de service d'au moins 15 ans¹³ et autorise un départ à partir de 55 ans¹⁴. Cette catégorie concerne plus particulièrement certains métiers des filières de soins et médico-techniques dans la fonction publique hospitalière (FPH) et des filières d'incendie et secours, de police municipale, de santé¹⁵ et technique¹⁶ dans la fonction publique territoriale (FPT). Ainsi, les cadres d'emplois (ou corps) correspondant à la catégorie active dans la FPH sont les infirmiers de soins généraux et de spécialités n'ayant pas opté pour le nouveau statut suite à la réforme LMD¹⁷, les sages-femmes, les manipulateurs électroradiologie médicale, les masseurs-kinésithérapeutes, les aides-soignants, les auxiliaires de puériculture et les agents des services hospitaliers. Dans la FPT, les corps regroupant des métiers listés en catégorie active concernent les différents grades des sapeurs-pompiers professionnels officiers et non officiers, ainsi que les médecins, pharmaciens, infirmiers de sapeurs-pompiers professionnels, les différents grades de la police municipale.

La catégorie « insalubre » nécessite de satisfaire deux conditions de durée de service : une durée de service valable pour la retraite de 30 ans et une durée de service minimale de 10 ans dans un emploi listé¹⁸ afin de pouvoir bénéficier d'un départ anticipé à partir de 50 ans¹⁹. Cette catégorie regroupe des emplois particulièrement pénibles ou malsains susceptibles, par leur exercice même, d'avoir des effets sur la santé (agents des réseaux souterrains des égouts, agents du corps des identificateurs de l'institut médico-légal de la préfecture de police de Paris).

¹¹ Cette condition a été modifiée par le décret n°2012-847.

¹² Pour plus de détails sur les cadres d'emplois en catégorie active et insalubre, voir l'annexe 2.

¹³ La durée de service actif exigée pour bénéficier d'un départ anticipé au titre de la catégorie active augmente progressivement pour atteindre 17 ans pour les fonctionnaires à compter du 01/01/2015.

¹⁴ Cet âge est relevé progressivement pour atteindre 57 ans pour les générations nées à compter du 01/01/1960.

¹⁵ Sous réserve que le fonctionnaire exerce ses fonctions dans un service de santé.

¹⁶ Sous réserve que le fonctionnaire exerce des fonctions listées dans l'arrêté interministériel de classement du 12/11/1969.

¹⁷ Réforme de l'enseignement supérieur licence-master-doctorat conduisant au protocole d'accord du 2 février 2010.

¹⁸ La durée de service exigée pour un départ au titre de la catégorie dite « insalubre » est progressivement élevée de 2 ans (la durée de service valable pour la retraite passe de 30 à 32 ans et la durée de service exigée sur un emploi insalubre passe de 10 à 12 ans).

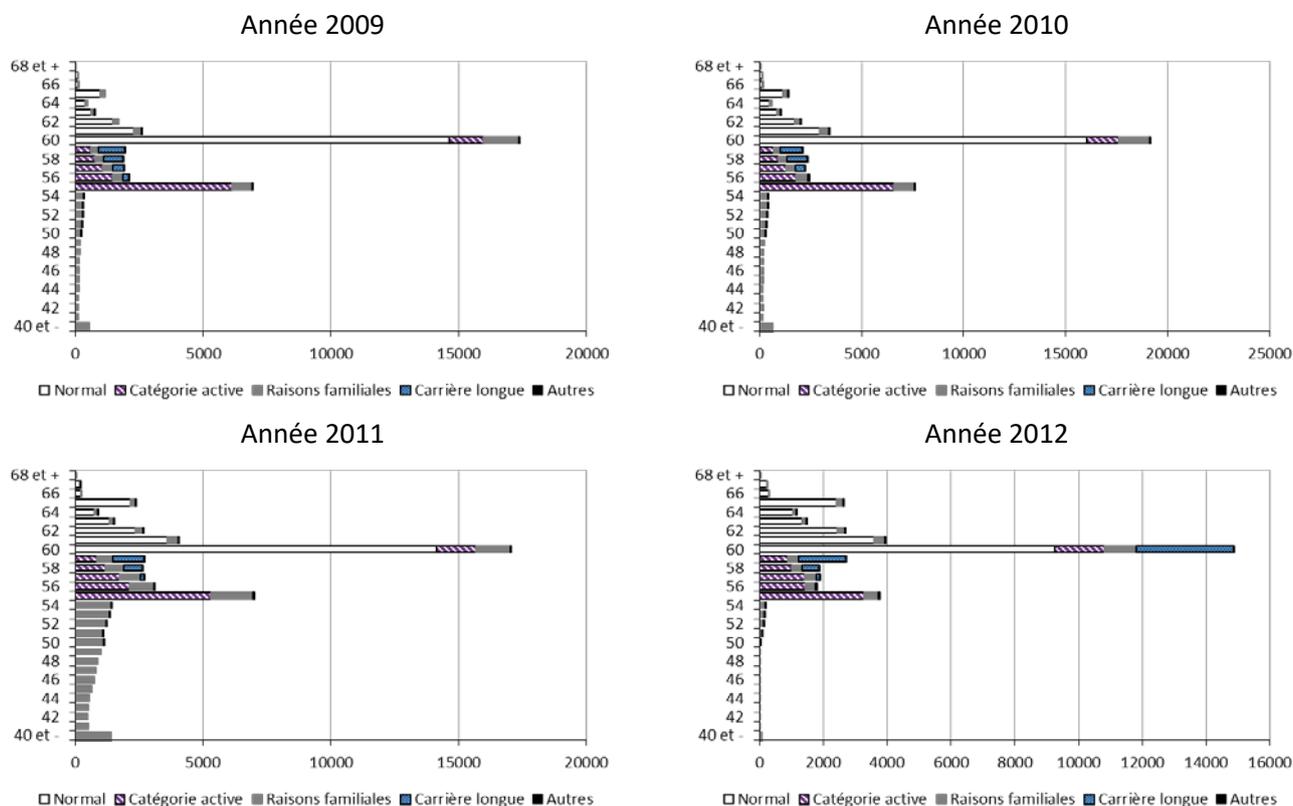
¹⁹ Cet âge est relevé progressivement pour atteindre 52 ans pour les générations nées à compter du 01/01/1965.

Les graphiques 2 représentent les flux de départ en retraite pour les années 2009 à 2012 selon les motifs et les âges de départ. Le tableau 2 représente l'évolution de la part de chaque motif dans l'ensemble des départs annuels par genre. Ainsi, les départs en retraite d'une année donnée englobent un grand nombre de générations différentes. Le flux de liquidation de l'année 2012, par exemple, couvre des départs allant de la génération 1978 pour la personne la plus jeune, à la génération 1942 pour la personne la plus âgée. Ce très grand étalement entre des générations, soumises à des règles d'acquisition de droits et de liquidation largement différentes entre des départs anticipés et des départs tardifs, rend donc difficile l'analyse de l'impact des réformes.

2.2. Une approche par génération : la sélection de la population étudiée

Le nombre de départs en retraite à la CNRACL a été plutôt volatil ces dernières années. L'étude descriptive des âges de départ en retraite de droit direct sur la base des flux annuels de liquidations met en évidence ces fluctuations importantes et les recours très différents selon les années à des dispositifs de départs anticipés et des variations importantes dans les âges de départ [Bridenne et Gautier, 2011]. Ainsi, l'année 2011 est caractérisée par un afflux des départs de mères de trois enfants et plus, en lien avec la fermeture annoncée du dispositif. Il est difficile, en conséquence, sur la base de ces flux, d'apprécier l'évolution des âges de départ en retraite dans la fonction publique hospitalière et territoriale. Les âges de départ à la retraite au sein de la CNRACL par motif de départ tendent à augmenter ce qui est difficilement identifiable à partir du calcul de l'âge moyen de départ basé sur l'ensemble du flux (graphiques 3).

Graphiques 2 – Nombre de départs en retraite pour les années 2009 à 2012 par motif et âge de départ



Champ : flux annuels de liquidations des pensions de droit direct vieillesse à la CNRACL.

Sources : données extraites du recueil statistique 2012 de la CNRACL [2013].

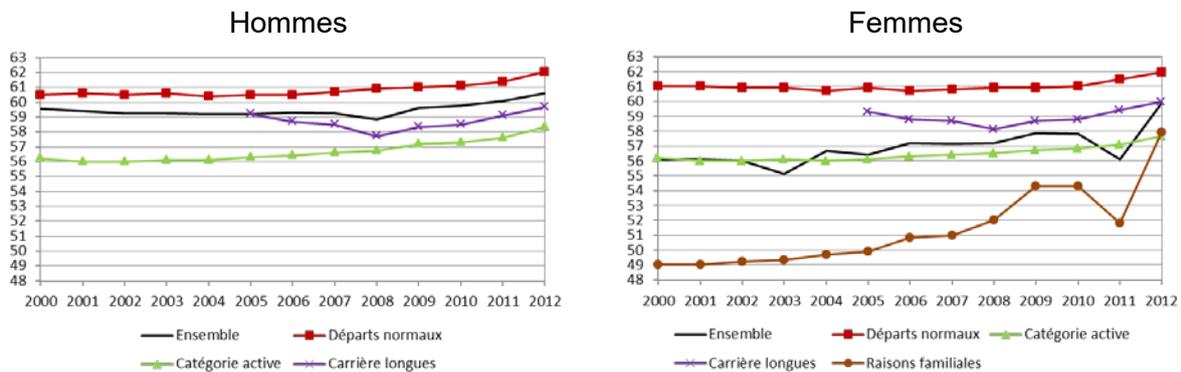
Tableau 2 – Evolution de la proportion des départs en retraite par motif entre 2000 et 2012 par genre

	Départs normaux	Catégorie active et insalubre	Raisons familiales	Carrière longues	Fonctionnaires handicapés	Ensemble
Hommes						
2000	79,0%	21,0%	0,0%	0,0%	0,0%	100,0%
2002	73,1%	26,9%	0,0%	0,0%	0,0%	100,0%
2004	74,6%	23,5%	1,9%	0,0%	0,0%	100,0%
2006	56,9%	15,9%	0,7%	26,5%	0,0%	100,0%
2008	41,7%	18,9%	0,2%	38,5%	0,8%	100,0%
2009	60,5%	24,6%	0,3%	13,8%	0,8%	100,0%
2010	61,9%	24,2%	0,2%	12,9%	0,7%	100,0%
2011	61,2%	24,3%	0,2%	13,4%	0,8%	100,0%
2012	53,2%	20,9%	0,3%	24,7%	0,9%	100,0%
Femmes						
2000	43,7%	25,6%	30,7%	0,0%	0,0%	100,0%
2002	40,0%	31,4%	28,6%	0,0%	0,0%	100,0%
2004	44,6%	32,9%	22,5%	0,0%	0,0%	100,0%
2006	45,3%	29,3%	21,5%	4,0%	0,0%	100,0%
2008	39,6%	30,2%	25,4%	4,6%	0,2%	100,0%
2009	41,3%	29,6%	26,8%	2,1%	0,2%	100,0%
2010	40,1%	29,2%	28,8%	1,8%	0,1%	100,0%
2011	31,3%	21,6%	45,5%	1,5%	0,1%	100,0%
2012	46,7%	28,5%	18,1%	6,6%	0,2%	100,0%

Champ : flux annuels de liquidations des pensions de droit direct vieillesse à la CNRACL.

Sources : Bridenne et Gautier [2012] et CNRACL [2013].

Graphiques 3 - Ages moyens de départ à la retraite selon le motif et le genre depuis 2000



Champ : flux annuels de liquidations des pensions de droit direct vieillesse à la CNRACL.

Sources : Bridenne et Gautier [2012] et CNRACL [2013].

Il apparaît clairement que cette approche par flux annuel de départ ne permet pas de mesurer et de distinguer l'ensemble des effets des réformes de 2003 et de 2010 sur l'évolution des âges de départ. Des mesures différentes ont été introduites dans la réforme 2003 qui ont un effet contraire sur l'âge de départ : l'introduction des départs anticipés pour carrières longues a plutôt un effet à la baisse sur l'âge moyen de départ alors que dans le même temps, l'augmentation de la durée d'activité nécessaire pour bénéficier d'une retraite à taux plein aurait plutôt un effet à la hausse sur l'âge moyen. La réforme 2010 introduit,

quant à elle, un recul de l'âge légal à partir de la génération 1951, induisant mécaniquement une augmentation de l'âge moyen de départ.

En outre, les évolutions perçues dans une approche par flux de départs peuvent être en partie dues à des anticipations de départ une année donnée, ces anticipations réduisant les départs les années suivantes, entraînant des distorsions dans l'évolution de l'âge moyen de départ.

Par conséquent, une approche par génération s'avère nécessaire pour étudier l'impact des réformes sur l'évolution des âges de départ. Elle permet de contrôler ces flux de départs anticipés et les effets opposés qu'ils ont sur l'évolution des âges de départ. De plus, les mesures mises en œuvre ont le plus souvent une montée en charge qui s'applique par année de naissance, ce que masque largement une approche par flux.

Cette étude porte donc sur l'ensemble des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers nés entre 1943 et 1951 retraités de droit propre partis avant le 1^{er} janvier 2013 ou encore en activité.

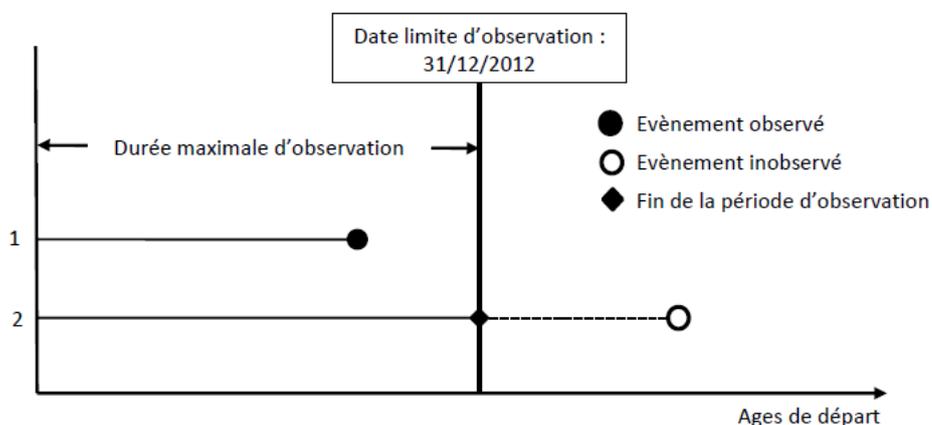
2.2.1. La description des données

Les données mobilisées par l'analyse correspondent à l'ensemble des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers nés entre 1943 et 1951 affiliés de droit propre à la CNRACL. Cette population est composée des pensionnés de droit propre percevant une pension au 31 décembre 2012, des personnes décédées ayant liquidé leur pension entre le 1^{er} janvier 2003 et le 31 décembre 2012 et des affiliés à la CNRACL encore en activité au 31 décembre 2012. Au total la population retenue compte 361 141 retraités et 38 387 actifs (soit un peu moins de 10 % de l'ensemble).

L'âge de départ en retraite, qui est la variable étudiée, est par conséquent non renseigné pour les affiliés encore en activité. En d'autres termes, certains âges de départ en retraite ne sont pas observés. On parle alors de données censurées à droite lorsque la période d'observation s'interrompt. Deux cas de figure peuvent donc se présenter (graphique 4) :

- celui de l'individu 1 de la génération j : il est déjà parti en retraite, son âge de départ et sa durée de vie en activité sont connus, l'évènement étudié est observé ;
- celui de l'individu 2 de la génération j : il est encore en activité, son départ en retraite interviendra au-delà de la durée d'observation, l'évènement est donc inobservé.

Graphique 4 – représentation des durées observées et des évènements observés et inobservés pour la génération j (censure à droite)



De plus, selon la génération et le mois de naissance, les durées d'observation sont variables. Le tableau 3 présente les âges limites observés, en mois, pour chaque génération. La méthodologie que proposent les modèles de survie est donc particulièrement appropriée à cette situation. Elle permet d'estimer des probabilités d'être encore en activité à un âge donné ou d'estimer des probabilités de départ à cet âge en intégrant les données censurées. La comparaison des probabilités entre les générations permet d'éclairer les impacts des réformes sur l'évolution des âges de départ en retraite par année de naissance.

Tableau 3 – Ages limites observés par génération en âge mensuel et censure à droite

année de naissance	1943	1944	1945	1946	1947	1948	1949	1950	1951
Ages limites observés	Tous les départs observés	67 ans + 0 à 11 mois	66 ans + 0 à 11 mois	65 ans + 0 à 11 mois	64 ans + 0 à 11 mois	63 ans + 0 à 11 mois	62 ans + 0 à 11 mois	61 ans + 0 à 11 mois	61 ans + 0 à 11 mois

La liste des variables utilisées dans ce travail, ainsi que l'origine des données et leurs traitements sont fournis dans le tableau 1.1 de l'annexe 1. Ces données sont de différents types : la date et l'âge de départ mensuel, la génération, le genre, le motif de départ, les durées de service constituées et liquidées, le cadre d'emploi (ou corps)²⁰, la catégorie hiérarchique, la filière d'emploi et la fonction publique.

Concernant plus particulièrement les durées cotisées à la CNRACL, pour les personnes à la retraite, elles proviennent des informations traitées à la liquidation. Pour les personnes encore en activité, elles proviennent des comptes individuels retraite alimentés par les déclarations annuelles des employeurs publics dans le cadre des DADS. Ces dernières informations sont agrégées par individu en tenant compte des durées constituées en catégorie active, insalubre ou sédentaire (voir encadré 1). L'information étant construite à partir de déclarations, elle peut être sujette à des erreurs (dans le classement dans une catégorie par exemple, certaines durées peuvent être sous-estimées à cause de déclarations incomplètes ou manquantes pour certains individus ou certaines années...). Au-delà de la construction de cette base de données, la cohérence des informations a été vérifiée sur quelques exemples de nouveaux retraités ; les écarts entre la durée cotisée issue des calculs à la liquidation et celle provenant des déclarations étaient faibles. Toutefois, cette vérification n'a pas été exhaustive.

Concernant les données sur les cadres d'emplois et donc la catégorie hiérarchique et la filière qui lui sont associées, des retraitements ont été effectués. Ces données proviennent des informations traitées à la liquidation et des DADS. Pour les retraités, ces informations sont celles correspondant au dernier emploi occupé au moment de la liquidation et fournies par le dernier employeur. Pour les actifs, ces informations sont celles tirées de la déclaration la plus récente au 31 décembre 2012, disponible dans les systèmes d'informations. Il se peut que pour certains actifs qui ne sont pas dans une position statutaire d'activité (par exemple en disponibilité), l'information ne soit pas remplie par l'employeur. Dans ce cas, l'emploi retenu est celui renseigné dans la déclaration la plus récente dans laquelle la personne est en position statutaire d'activité sans condition. Ces informations brutes sur les corps, les filières et les catégories hiérarchiques ont été retraitées afin qu'elles soient cohérentes et homogènes entre les individus. En effet, les dates de départ en retraite de la population

²⁰ Les termes de cadre d'emplois de la fonction publique ou de corps de la fonction publique sont employés indifféremment et sans distinction.

étudiée s'étalant sur une longue période, des individus peuvent être partis dans un corps placé depuis en extinction ou reclassé suite à des modifications statutaires. Par ailleurs, les déclarants ne remplissent pas nécessairement l'information de manière identique pour un même emploi ou un même corps. Finalement, les nomenclatures des emplois hospitaliers (NEH) et territoriaux (NET) de fin 2012 ont été utilisées et les individus ont été classés selon ces nomenclatures. Toutefois, afin de ne pas avoir à reclasser certaines personnes dans des corps ou grades trop éloignés de leur situation de départ, nous n'avons pas tenu compte de la réforme du statut des infirmières suite à la prise en compte de la réforme LMD²¹ : ainsi, les infirmiers des services de soins ont été laissés en catégorie B et les infirmiers de spécialité ont été conservés en catégorie A, hormis pour les infirmiers ayant opté pour le nouveau statut de catégorie A. De la même manière, le nouvel espace statutaire de la catégorie B (NES B) n'a que partiellement été pris en compte pour éviter des reclassements excessifs. Toutefois, des regroupements ont été opérés afin de limiter le nombre total de corps différents dans l'ensemble de l'étude. L'annexe 2 fournit la liste détaillée de l'ensemble des corps par fonction publique ainsi que le nombre d'individus dans chacun d'eux.

Tableaux 4 – Répartition des effectifs des pensionnés et des actifs par filière pour chaque fonction publique

Tableau 4.1 – Fonction publique hospitalière

Filière administrative	Effectif			Répartition
	Retraités	Actifs	Total	
Administrative	20 143	1 916	22 059	12,5%
Ouvrière et technique	24 190	1 277	25 467	14,4%
Personnels éducatifs et sociaux	2 904	335	3 239	1,8%
Soins, médicotechnique, rééducation	122 269	4 072	126 341	71,3%
Ensemble	169 506	7 600	177 106	100,0%

Tableau 4.2 – Fonction publique territoriale

Filière administrative	Effectif			Répartition
	Retraités	Actifs	Total	
Administrative	49 779	9 386	59 165	26,6%
Animation	729	319	1 048	0,5%
Culturelle	4 977	2 218	7 195	3,2%
Incendie et secours	5 980	117	6 097	2,7%
Médicotechnique	155	45	200	0,1%
Police municipale	2 985	228	3 213	1,4%
Santé	8 487	1 451	9 938	4,5%
Sociale	20 259	2 423	22 682	10,2%
Sportive	1 965	284	2 249	1,0%
Technique	96 319	14 316	110 635	49,7%
Ensemble	191 635	30 787	222 422	100,0%

Champ : Population des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers retraités de droit direct ou en activité nés entre 1943 et 1951 dont l'information sur le motif de départ, l'emploi ou la durée de service est correctement renseignée.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

²¹ Voir protocole d'accord du 2 février 2010 relatif à « l'intégration dans la catégorie A de la fonction publique hospitalière des infirmiers et professions paramédicales aux diplômes reconnus dans le LMD par les Universités, et à l'intégration des corps de catégorie B de la fonction publique hospitalière dans le nouvel espace statutaire de la catégorie B ». Pour plus de détails, voir URL : <http://www.sante.gouv.fr/IMG/pdf/Protocole.pdf>.

Finalement, les fonctionnaires hospitaliers sont classés dans 4 filières (avec un regroupement de la filière soins, médicotechnique et rééducation) et 36 cadres d'emplois. Les fonctionnaires territoriaux le sont dans 10 filières et 53 cadres d'emplois (voir tableaux 4 et annexe 2).

Concernant l'âge de départ comme mesure de la durée de vie en activité, afin de saisir au mieux l'impact des deux réformes, nous utilisons un âge de départ en intervalle mensuel. En effet, la réforme de 2003 porte sur un allongement des trimestres tandis que la réforme de 2010 augmente l'âge légal par tranches de 4 mois puis de 5 mois en fonction des générations. De plus, la réforme de 2010 s'appliquant aux personnes nées à partir du 1^{er} juillet 1951 pour celles relevant de la catégorie sédentaire, nous avons séparé la génération 2011 en deux sous-échantillons : celui des personnes nées au premier semestre 2011 et celui des personnes nées au second semestre. Ainsi, les deux sous-échantillons sont soumis à la même législation en termes d'augmentation du nombre de trimestres validés pour bénéficier d'une retraite à taux plein (de 163 trimestres) alors qu'ils sont soumis à un âge légal différent, de 60 ans pour les personnes nées au premier semestre et de 60 ans et 4 mois pour les personnes nées au second semestre. Les générations précédentes n'étant pas soumises à la réforme de 2010, l'effet de la première étape de la réforme de 2010 sera saisi par les différences entre les deux sous-échantillons de la génération 2011.

2.2.2. La sélection de la population étudiée : les pensionnés de droit direct vieillesse et les actifs nés entre 1943 et 1951 hors catégorie active et insalubre

La population des pensionnés de droit propre est composée des personnes percevant une pension vieillesse et de celles percevant une pension d'invalidité. La proportion des bénéficiaires d'une pension d'invalidité est relativement stable autour de 9 à 10 % entre les générations (voir tableau 1.2 en annexe 1). Ces derniers sont exclus de l'étude afin de se concentrer uniquement sur les passages en retraite, l'attribution d'une pension d'invalidité pouvant se faire à n'importe quel âge dès lors que l'affilié est reconnu invalide. Ce passage en invalidité n'est pas choisi par l'affilié mais est une conséquence directe de son état de santé. Dans la mesure où l'étude porte sur l'effet des réformes des retraites sur les départs, il n'y a pas lieu de les retenir dans la population étudiée. Par conséquent, la population retenue à ce stade regroupe 377 380 retraités de droit direct auxquels s'ajoutent 41 548 affiliés n'ayant pas encore liquidé, soit 418 928 individus.

Par rapport à une approche en termes de flux de départs, les retraités des générations nées entre 1943 et 1951 ne représentent que 70 % de l'ensemble des flux de départs des années 2003 à 2012 (tableau 5). Ceci signifie qu'une partie des départs des générations étudiées ont eu lieu avant 2003 (15 %) et qu'une partie des flux de départs sur la période 2003-2012 concerne les générations nées avant 1943 ou après 1951 (30 %). Ainsi, la baisse de la proportion des départs des générations 1943 à 1951 dans les flux à partir de 2010 correspond aux départs anticipés des générations nées après 1951, principalement pour les motifs de parents de trois enfants, de carrières longues, de catégorie active et de catégorie insalubre. Par conséquent, la comparaison entre une analyse des âges de départ en flux et par génération peut se révéler délicate.

Concernant les affiliés à la CNRACL qui n'ont pas encore liquidé leur pension, ils sont 41 548 nés entre 1943 et 1951 au 31 décembre 2012. Si l'ensemble des affiliés des générations 1943 et 1944 ont liquidé à cette date, la proportion des actifs augmente avec

l'année de naissance (tableau 6), pour être de 26 % pour la génération la plus récente retenue dans l'analyse, la génération 1951.

Les comportements de départ et les âges de retraite des affiliés de la CNRACL pouvant bénéficier d'un départ au titre de la catégorie active ou insalubre (voir encadré 1) sont a priori différents de ceux des fonctionnaires sédentaires de la fonction publique hospitalière et territoriale. Les emplois occupés et les trajectoires de carrière sont également différents. Afin de préserver l'homogénéité de la population étudiée, le choix a été fait dans le cadre de l'étude présentée ici, de se centrer sur les affiliés ne pouvant bénéficier des départs au titre de la catégorie active ou insalubre. Par conséquent, la population étudiée se réduit aux fonctionnaires occupant des postes de catégorie sédentaire et soumis à l'âge légal de 60 ans pour les générations nées entre 1943 et le premier semestre 1951, et de 60 ans et 4 mois pour la génération née au second semestre 1951. Ces retraités ont pu bénéficier du dispositif de départ anticipé pour carrière longue à partir de 2005 ainsi que des départs pour les parents de 3 enfants.

Le bénéfice des avantages liés à la catégorie active ou insalubre est déterminé en fonction de la durée de service dans des emplois occupés au cours de la carrière, dès lors qu'ils correspondent à ceux listés pour les catégories active et insalubre. Ne disposant que de l'information sur le dernier emploi occupé, l'identification des fonctionnaires pouvant bénéficier de ces dispositifs doit être faite autrement (pour plus de détails sur l'identification des catégories active et insalubre, voir annexe 2). Traditionnellement celle-ci se fait soit sur la base du motif de départ en retraite « catégorie active » et « catégorie insalubre », soit sur la base des durées cotisées dans ces catégories. Si ces informations sont bien disponibles pour les retraités, elles ne le sont qu'imparfaitement pour les fonctionnaires encore en activité ; l'information sur les durées cotisées peut être erronée ou incomplète dans la mesure où elle n'a pas encore été vérifiée pour la liquidation des droits à la retraite²². Ainsi, une seconde condition est ajoutée à la première, condition qui est également appliquée aux retraités afin de conserver l'homogénéité entre les retraités et les personnes encore en activité : sont exclues les personnes appartenant à un cadre d'emploi qui regroupe majoritairement des emplois de catégorie active ou insalubre²³.

Par conséquent, les individus pour lesquels l'information sur le motif de départ, les durées cotisées ou le cadre d'emplois n'est pas correctement renseignée ou difficilement reclassable dans les grilles indiciaires actuelles de la fonction publique territoriale ou hospitalière, sont exclus de l'étude, soit 4,6 % de la population initiale.

Afin de ne pas intégrer l'ensemble des retraités et des actifs appartenant potentiellement aux catégories active et catégories insalubre, même s'ils sont partis en retraite après 60 ans, il convient de retirer les personnes ayant cotisé au moins 15 ans en catégorie actives ou 10 ans sur des emplois dits « insalubres » (pour les générations étudiées). Ainsi, le critère des durées cotisées permet de repérer les individus qui ont pu connaître une évolution de carrière et des mobilités au sein de la fonction publique les conduisant à bénéficier ou à pouvoir bénéficier

²² Des vérifications partielles effectuées sur un petit échantillon révèlent que les durées cotisées enregistrées dans les comptes individuels retraite de la CNRACL sont très proches de celles vérifiées au moment de la liquidation. Toutefois, nous ignorons la complétude de l'information pour l'ensemble des actifs des générations considérées.

²³ Le repérage des cadres d'emplois de catégorie active et insalubre sont estimés à partir des informations sur les pensionnés, voir l'annexe 2 pour plus de détails.

d'un départ anticipé au titre de la catégorie active ou insalubre, même si leur dernière fonction ne correspond pas à ce type d'emploi. C'est par exemple le cas des directeurs des soins hospitaliers qui ont, pour plus d'un tiers d'entre eux, effectué au moins 15 ans de carrière comme infirmiers en soins généraux ou en spécialité. De plus, certains emplois spécifiques peuvent être éligibles à la catégorie active ou insalubre, mais ne représenter qu'une faible proportion de l'effectif du cadre d'emplois dans lesquels ils sont regroupés. C'est le cas par exemple des égoutiers, éligibles à la catégorie insalubre, qui sont regroupés dans le cadre d'emplois des agents et adjoints techniques territoriaux plutôt sédentaire.

Tableau 5 – Comparaison du nombre de départs en retraite vieillesse de droit direct par année entre les flux de départs et les départs par génération

Année	Ensemble des flux	Génération 1943-1951	% des générations 1943-1951
Avant 2003		57429	
2003	47 912	33 945	70,8%
2004	27 726	23 453	84,6%
2005	36 784	30 765	83,6%
2006	47 719	42 272	88,6%
2007	47 543	36 578	76,9%
2008	57 742	41 151	71,3%
2009	42 696	29 416	68,9%
2010	49 018	31 014	63,3%
2011	61 060	30 302	49,6%
2012	40 434	21 055	52,1%
Total 2003-2012	458 634	319 951	69,8%
Total par génération		377 380	

Champ : pensionnés de droit direct vieillesse à la CNRACL.

Sources : les flux de départs en retraite de 2003 à 2012 sont tirés de l'annuaire statistique CNRACL 2012 [CNRACL, 2013] ; les pensionnés de droit direct vieillesse des générations 1943 à 1951 sont tirés des bases de stocks et de flux de la CNRACL.

Tableau 6 – Effectif des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers en activité nés entre 1943 et 1951 par année de naissance au 31 décembre 2012

Année de naissance	1943	1944	1945	1946	1947	1948	1949	1950	1951	Total
Effectif actif	0	0	217	735	1 575	4 916	7 315	10 674	16 116	41 548
Répartition de l'effectif	0,00%	0,00%	0,52%	1,77%	3,79%	11,83%	17,61%	25,69%	38,79%	100%
Effectif retraité	28 476	29 985	32 159	45 275	48 759	48 432	49 127	49 524	45 643	377 380
Effectif total	28 476	29 985	32 376	46 010	50 334	53 348	56 442	60 198	61 759	418 928
% d'actifs dans l'effectif total	0,0%	0,0%	0,7%	1,6%	3,1%	9,2%	13,0%	17,7%	26,1%	9,9%

Champ : affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et 1951 pensionnés de droit direct vieillesse et n'ayant pas liquidé.

Sources : les pensionnés de droit direct vieillesse par génération sont tirés des bases de stocks et de flux de la CNRACL ; les actifs proviennent de la base actifs au 31 décembre 2012.

Ainsi, 34 % des pensionnés et 6,4 % des actifs sont exclus, ce qui représente 63 % des fonctionnaires hospitaliers et 6 % des fonctionnaires territoriaux. En effet, la proportion de fonctionnaires en catégorie active est particulièrement élevée dans la fonction publique hospitalière. Les filières de soin, médico-technique ou de rééducation regroupent des métiers appartenant à la catégorie active²⁴ et représentent presque 69 % de l'effectif des fonctionnaires hospitaliers retraités de droit direct des générations nées entre 1943 et 1951 et 39 % de l'effectif des fonctionnaires hospitaliers encore en activité.

A ces bénéficiaires ou potentiels bénéficiaires des dispositifs de catégorie active et insalubre sur le critère de la durée de service, il convient d'ajouter l'ensemble des affiliés dont la durée de cotisation n'a pas encore été stabilisée dans la mesure où ils sont encore en activité, et qui occupent un emploi dans un corps dont la proportion de personnes en catégorie active et insalubre est élevée²⁵. Ainsi, 3,5 % des actifs sont également exclus. Pour appliquer une sélection équivalente entre retraités et actifs, ce filtre est également appliqué aux retraités, en excluant ainsi 3 %.

Le tableau 7 présente une synthèse de la population sélectionnée dans l'étude. Ainsi, 30 % de la population initiale a pu ou pourrait a priori partir au titre de la catégorie active ou insalubre. La population finalement retenue se compose de 261 561 individus retraités ou en activité fonctionnaires de la fonction publique hospitalière et territoriale de droit direct vieillesse nés entre 1943 et 1951. Cette proportion d'individus exclus de l'analyse est relativement stable par fonction publique et par génération, n'entraînant pas de distorsion (tableau 8).

2.2.3. Les statistiques descriptives par génération sur la population retenue

Avant d'étudier l'évolution des âges de départ en retraite par génération à l'aide des courbes de survie, il convient de présenter quelques statistiques descriptives. La population finale étudiée comprend 261 561 fonctionnaires affiliés de droit direct à la CNRACL nés entre 1943 et 1951. 80 % sont des fonctionnaires territoriaux, comptant une moindre proportion d'emplois en catégorie active ou insalubre que la fonction publique hospitalière. La part des fonctionnaires hospitaliers dans l'ensemble de l'échantillon est globalement constante entre les générations, de l'ordre de 20 % (graphique 5).

²⁴ Les cadres de santé paramédicaux, les infirmiers en soins généraux et spécialisés (anciens cadres d'emplois de spécialité : IADE, IBODE, puéricultrices), les sages-femmes, les infirmiers en soins généraux et spécialisés (anciens cadres d'emplois de services de soins généraux), les manipulateurs électroradiologie médicale, les masseurs-kinésithérapeutes et les aides-soignants, auxiliaires de puériculture et ASHQ. Pour plus de détails sur les effectifs, voir annexe 2.

²⁵ Dans la FPT, les cadres d'emplois suivants ont une proportion de catégorie active et insalubre élevée : dans la filière incendie et secours, les capitaines, commandants, lieutenants-colonels et colonels de sapeurs-pompiers professionnels, les majors et lieutenants de sapeurs-pompiers professionnels, les sapeurs-pompiers professionnels non officiers, les infirmiers d'encadrement de sapeurs-pompiers professionnels, les médecins et pharmaciens de sapeurs-pompiers professionnels et les infirmiers de sapeurs-pompiers professionnels ; dans la filière police municipale, les directeurs de police municipale, les chefs de service de police municipale et les agents de police municipale, seuls les gardes champêtres ne sont pas en catégorie active. Il s'agit ici des corps d'affectation de fin de carrière. Par conséquent, certains d'entre eux peuvent ne pas regrouper d'emplois classés en catégorie active mais sont des corps d'évolution de carrière pour des agents passés dans des emplois en catégorie active, comme les corps de directeur et de chef de la police municipale. Pour plus de détails, voir l'annexe 2.

Tableau 7 – Sélection de la population étudiée des actifs et des retraités fonctionnaires de la FPH et de la FPT de droit direct vieillesse sédentaires à la CNRACL nés entre 1943 et 1951

	FPH		FPT		Ensemble		
	Effectif	Part dans la population initiale	Effectif	Part dans la population initiale	Effectif	Part dans la population initiale	
Population initiale (1)	180 972	100,0%	237 956	100,0%	418 928	100,0%	
Motif de départ, emploi ou durée cotisée mal renseigné (2)	3 866	2,1%	15 534	6,5%	19 400	4,6%	
Population initiale renseignée (3) = (1)-(2)	177 106	97,9%	222 422	93,5%	399 528	95,4%	
Catégorie active (4)	Critère de durée de service	111 127	61,4%	13 582	5,7%	124 709	29,8%
	Critère du corps	12 638	7,0%	620	0,3%	13 258	3,2%
	Total	123 765	68,4%	14 202	6,0%	137 967	32,9%
Population finale étudiée (5) = (3)-(4)	53 341	29,5%	208 220	87,5%	261 561	62,4%	

Tableau 8 – Part des personnes en catégorie active ou insalubre parmi la population étudiée des retraités et actifs renseignés par génération et fonction publique

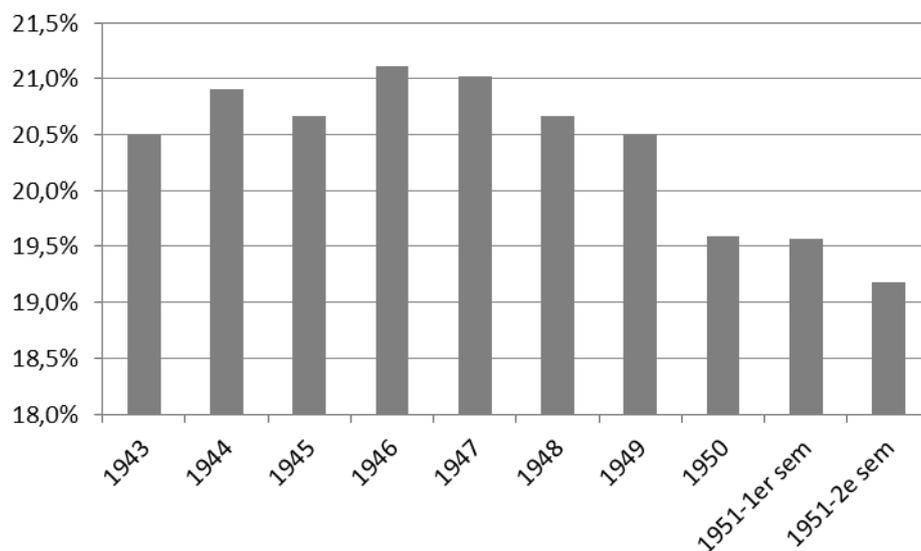
Année de naissance	FPH	FPT
1943	69,0%	6,2%
1944	69,7%	6,5%
1945	69,7%	6,3%
1946	68,2%	6,4%
1947	69,6%	6,3%
1948	70,8%	6,8%
1949	70,0%	6,3%
1950	70,8%	6,3%
1951	70,1%	6,4%
Total	69,9%	6,4%

Champ : Population des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires retraités de droit direct ou en activité nés entre 1943 et 1951 dont l'information sur le motif de départ, l'emploi et la durée cotisée correctement renseignée.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Cette population de 261 561 individus se compose de 13 % de personnes encore en activité (graphique 6) dont les plus jeunes ont 61 ans et les plus âgés 67 ans au 31 décembre 2012 (voir tableau 3.1 de l'annexe 3 pour le détail des effectifs en activité et retraité par année de naissance, genre et fonction publique). La proportion des personnes encore en activité augmente avec les générations. Cette proportion d'actifs est plus faible dans la fonction publique hospitalière que dans la fonction publique territoriale. Dans l'ensemble, 8 % des fonctionnaires hospitaliers des générations 1943 à 1951 sont encore en activité contre 14 % de fonctionnaires territoriaux.

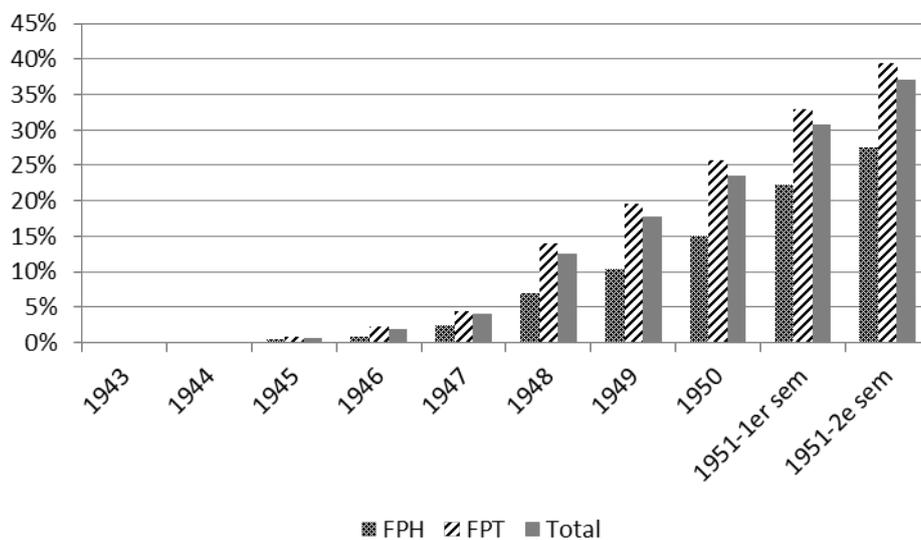
Graphique 5 - Part des fonctionnaires hospitaliers, par année de naissance, parmi les individus sélectionnés



Champ : population des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires retraités de droit direct ou en activité nés entre 1943 et 1951.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Graphique 6 - Part des personnes encore en activité par fonction publique et par année de naissance



Champ : Population des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires retraités de droit direct ou en activité nés entre 1943 et 1951.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

La proportion de femmes est légèrement plus élevée dans la fonction publique hospitalière que dans la fonction publique territoriale : 63 % contre 60 % dans l'ensemble (tableau 3.2 de l'annexe 3).

Par catégorie hiérarchique, globalement, 70 % de la population appartient en fin de carrière à des corps de catégorie hiérarchique C. Cette proportion diminue légèrement avec les générations plus jeunes. Le nombre d'agents de catégorie C est relativement plus important dans la fonction publique territoriale que dans la fonction publique hospitalière. Inversement, la catégorie B représente un peu plus d'un quart de l'effectif de la fonction publique hospitalière contre 14 % dans la fonction publique territoriale. La proportion de fonctionnaires finissant leur carrière dans des cadres d'emplois de catégorie hiérarchique A est relativement stable entre les générations et entre les fonctions publiques autour de 13 à 14 % (tableau 3.3 de l'annexe 3).

Le croisement de la catégorie hiérarchique avec le fait d'être en activité montre que c'est parmi la catégorie A (haut de la hiérarchie) que la part d'actifs est la plus élevée : pour toutes les générations, parmi les affiliés en catégorie A, 21 % sont en activité contre 13 % pour la catégorie B et 11,5 % pour la catégorie C (tableau 3.4 de l'annexe 3).

Au sein de la fonction publique hospitalière, la proportion de femmes est beaucoup plus élevée en catégorie B que dans l'ensemble de la fonction publique hospitalière : dans l'ensemble, 84 % des fonctionnaires hospitaliers de catégorie B sont des femmes alors qu'elles ne représentent que 63 % de l'ensemble. Au sein de la fonction publique territoriale, la proportion de femmes est plutôt homogène entre les catégories hiérarchiques, même si elles sont relativement surreprésentées au sein de la catégorie B pour les générations nées à partir de 1946 (tableau 3.5 de l'annexe 3).

Le tableau 9 reprend des informations détaillées dans l'annexe 3 sur la structure de la population étudiée par genre, fonction publique, catégorie hiérarchique pour les retraités et pour les personnes qui n'ont pas encore liquidé pour l'ensemble des générations de 1943 à 1951.

La durée de service prise en compte dans l'étude est la durée constituée à la CNRACL. Si l'information sur la durée cotisée tous régimes est disponible pour les retraités, elle ne l'est pas pour les personnes qui n'ont pas encore liquidé leur pension. Par conséquent, la durée utilisée dans notre étude n'est pas nécessairement une indication du taux plein mais seulement de la période travaillée au sein de la fonction publique hospitalière et territoriale, hors bonifications. Globalement, si la durée constituée moyenne est similaire pour les hommes et les femmes au sein de la fonction publique hospitalière, elle est plus faible pour les femmes que pour les hommes dans la fonction publique territoriale. Ce constat est confirmé par le niveau du premier quartile des femmes qui est inférieur à celui des hommes (de 2 ans dans la fonction publique hospitalière et de 4 ans dans la fonction publique territoriale), signalant de plus courtes durées de service pour un quart des femmes que des hommes (voir le tableau 3.6 annexe 3 pour plus de détails).

Tableau 9 – Répartition de la population étudiée par catégorie hiérarchique, fonction publique, genre et actifs ou retraités

Fonction publique	Catégorie hiérarchique	Actifs	Retraités	Ensemble
Hommes				
FPH	A	44,3%	11,9%	14,6%
	B	18,2%	11,0%	11,5%
	C	37,6%	77,1%	73,9%
	Ensemble	100,0%	100,0%	100,0%
FPT	A	26,8%	12,5%	14,4%
	B	15,6%	13,7%	13,9%
	C	57,6%	73,9%	71,7%
	Ensemble	100,0%	100,0%	100,0%
FPH et FPT	A	29,1%	12,3%	14,4%
	B	15,9%	13,1%	13,5%
	C	55,0%	74,5%	72,1%
	Ensemble	100,0%	100,0%	100,0%
Femmes				
FPH	A	27,3%	10,7%	12,1%
	B	37,3%	35,3%	35,5%
	C	35,4%	53,9%	52,4%
	Ensemble	100,0%	100,0%	100,0%
FPT	A	16,2%	13,1%	13,6%
	B	15,0%	13,5%	13,7%
	C	68,7%	73,4%	72,7%
	Ensemble	100,0%	100,0%	100,0%
FPH et FPT	A	17,7%	12,5%	13,3%
	B	17,9%	18,4%	18,4%
	C	64,4%	69,0%	68,4%
	Ensemble	100,0%	100,0%	100,0%
Ensemble				
FPH	A	33,5%	11,2%	13,0%
	B	30,3%	26,2%	26,5%
	C	36,2%	62,6%	60,4%
	Ensemble	100,0%	100,0%	100,0%
FPT	A	20,2%	12,8%	13,9%
	B	15,2%	13,6%	13,8%
	C	64,6%	73,6%	72,3%
	Ensemble	100,0%	100,0%	100,0%
FPH et FPT	A	21,9%	12,5%	13,7%
	B	17,2%	16,3%	16,4%
	C	60,9%	71,2%	69,9%
	Ensemble	100,0%	100,0%	100,0%

Champ : population des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires retraités de droit direct ou en activité nés entre 1943 et 1951.

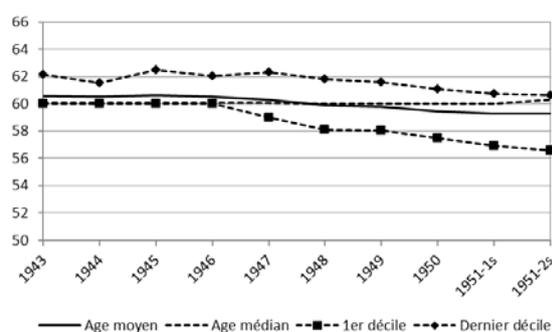
Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Lecture : donne la répartition pour une fonction publique de l'effectif d'actifs ou de retraités par catégorie hiérarchique. Ainsi, les hommes encore en activité de la FPH des générations 1943 à 1951 sont 44,3 % en catégorie A, 18,2 % en catégorie B et 37,6 % en catégorie C.

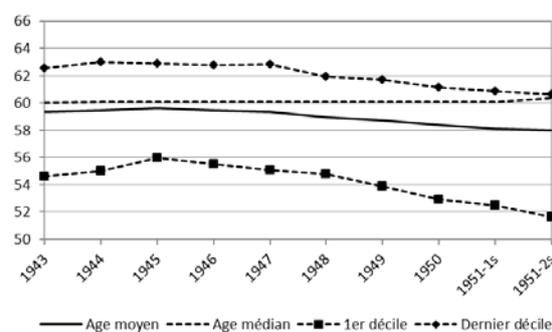
Concernant les statistiques descriptives détaillées sur les âges de départ (moyenne, écart-type, minimum, maximum, médiane, premier et dernier déciles) des seuls fonctionnaires territoriaux de droit propre vieillesse, sédentaires, nés entre 1943 et 1951, par génération, genre et fonction publique, elles sont présentées dans les graphiques 7 (et détaillées dans les tableaux 3.7 de l'annexe 3). Alors que l'âge moyen diminue pour les générations non complètement parties à la retraite (à partir de la génération 1945), l'âge médian reste stable autour de 60 ans et un mois, quelles que soient les générations, le genre et la fonction publique. Ainsi, malgré l'allongement du nombre de trimestres nécessaires pour bénéficier d'une retraite à taux plein, la moitié de la population retraitée est partie avant cet âge médian.

Graphiques 7 – Ages de départ en retraite (moyenne, médiane, 1^{er} et 9^e déciles) par génération, selon la fonction publique et le genre

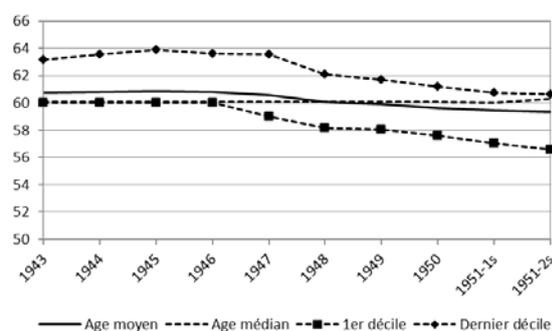
FPH – Hommes



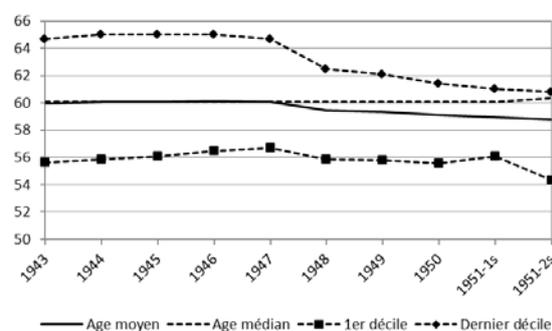
FPH – Femmes



FPT – Hommes



FPT – Femmes



Champ : fonctionnaires hospitaliers et territoriaux sédentaires pensionnés de droit propre vieillesse de la CNRACL nés entre 1943 et 1951.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Le premier décile de la distribution des âges de départ en retraite est plus faible pour les femmes que pour les hommes (55,6 ans contre 58,2 ans) signifiant que pour une même proportion des 10 % des départs les plus précoces, les femmes tendent à partir plus jeunes que les hommes, conséquence du dispositif permettant aux mères de 3 enfants de prendre leur retraite dès la validation de 15 ans de service. A l'autre extrémité, le dernier décile est légèrement plus élevé pour les femmes que pour les hommes (62,6 ans contre 62 ans). Globalement l'âge moyen de départ des femmes est légèrement inférieur à celui des hommes, mais les départs des femmes sont plus dispersés autour de cet âge que ceux des hommes. Les départs aux âges plus « extrêmes » de la distribution des âges de départ semblent plus fréquents chez les femmes que chez les hommes, quelle que soit la fonction publique, nécessitant de compléter les statistiques descriptives sur les âges de départ par un examen de la proportion des départs par motif et par genre.

Les départs anticipés avant l'âge légal recouvrent plusieurs dispositifs (tableaux 3.8 en annexe 3). Le premier dispositif permettant un départ anticipé pour les fonctionnaires s'adresse exclusivement aux parents qui ont au moins 3 enfants et qui ont effectué au moins 15 ans de service, même si très peu d'hommes optent pour ce dispositif de départ. Il représente globalement 14 % de l'ensemble des départs des femmes nées entre 1943 et 1951, et reste relativement stable en fonction des générations, avec une légère diminution (18 % des départs des femmes pour les générations plus anciennes contre 12 % des départs pour la génération 1951).

Le deuxième dispositif permettant un départ anticipé, carrière longue, a été introduit par la réforme de 2003. Il permet aux personnes qui ont commencé à travailler jeunes (avant 18 ans initialement, puis avant 20 ans suite au décret n°2012-847 du 2 juillet 2012) et répondant à des conditions de durée de cotisation, de partir avant l'âge légal. La montée en charge du dispositif s'est effectuée progressivement à partir de 2005, avec un pic des départs à ce titre en 2007 et 2008. Ce dispositif de départ précoce concerne principalement les hommes, et à l'exclusion des départs pour carrière longue après 60 ans, il représente plus de 26 % de l'ensemble des départs des hommes de catégorie sédentaire des générations 1947 à 1951 contre un peu plus de 4 % de l'ensemble des départs des femmes.

Les autres motifs de départ précoce représentent une part marginale de l'ensemble des départs des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers de catégorie sédentaire. Il concerne des fonctionnaires handicapés et des départs pour d'autres raisons familiales (fonctionnaire, enfant ou conjoint invalide).

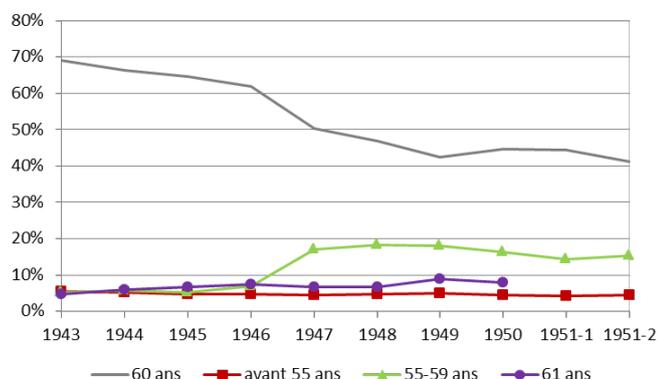
Dans l'ensemble, l'augmentation de la proportion des départs anticipés avant 60 ans, qui est passée d'environ 10 % de l'ensemble des départs pour les générations 1943 à 1946 à 20 % des départs pour les générations suivantes, s'explique largement par l'augmentation des départs pour carrière longue chez les hommes.

Une représentation de l'évolution de la proportion des départs à certains âges ou pour des tranches d'âges par génération permet de fournir une première description de l'impact des réformes (le graphique 8 présente ces évolutions pour l'ensemble de la population des retraités de droit propre). Les départs avant 55 ans concernent principalement les femmes parents d'au moins trois enfants. Ils représentent environ 9 % de l'ensemble des départs des femmes dans la fonction publique hospitalière et 7 % dans la fonction publique territoriale. Les départs des hommes avant 55 ans sont quasiment nuls. La part des départs avant 55 ans est relativement stable entre générations.

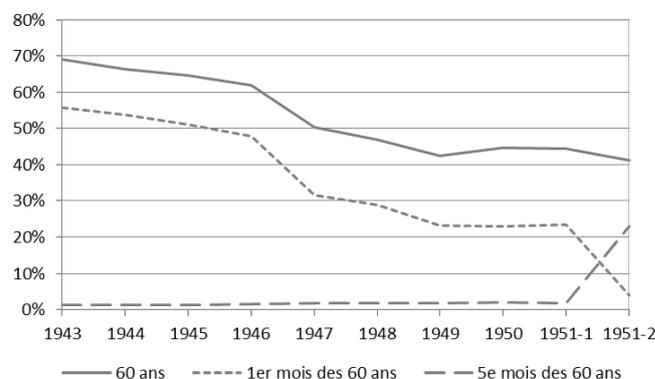
La part des départs à 60 ans baisse au fil des générations : ils représentent presque 70 % de l'ensemble des départs des générations les plus anciennes (génération 1943) pour ne représenter que la moitié des départs de la génération 1947 et seulement 40 % des départs de la génération 1951. Cette baisse relative avec l'année de naissance s'explique par la hausse de la proportion des départs avant 60 ans, avec l'augmentation relative des départs anticipés (notamment pour carrière longue chez les hommes). Mais cette baisse est également liée à un accroissement des départs après 60 ans, avec les reports des départs, sous l'effet de l'allongement de la durée de cotisation pour bénéficier d'une retraite à taux plein et de la hausse de l'âge légal appliquée à partir de la génération née à partir du 1^{er} juillet 1951. Ainsi, la proportion des départs à 61 ans tend à légèrement augmenter en même temps que la proportion des départs à 60 ans diminue.

Graphique 8 – Evolutions de la part des départs par tranche d'âges par génération pour les retraités de droit direct

Au cours des 60 ans, avant 55 ans, entre 55 et 59 ans et au cours des 61 ans



Au cours des 60 ans, lors du 1^{er} et lors du 5^e mois des 60 ans



Champ : fonctionnaires sédentaires pensionnés de droit propre vieillesse de la CNRACL nés entre 1943 et 1951.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Les taux de départ au cours du 1^{er} mois des 60 ans baissent au cours du temps, et baissent plus que proportionnellement que les départs ayant lieu tout au long de la 61^e année (les 12 mois des 60 ans). Pour les plus anciennes générations observées, les départs dans la 61^e année se produisent majoritairement lors du mois d'obtention des 60 ans. Cette proportion se réduit avec les générations. Ainsi, 80 % des départs à 60 ans de la génération 1943 ont eu lieu lors du premier mois des 60 ans pour ne représenter qu'un peu plus de la moitié des départs à 60 ans de la génération née au premier semestre 1951. Avec la réforme de 2010, les départs à 60 ans ont eu tendance à se décaler de 4 mois : ainsi, 55 % des départs à 60 ans pour les affiliés nés au second semestre 1951 ont eu lieu à 60 ans et 4 mois (graphique 8).

Enfin, la proportion des départs des femmes après 60 ans parmi l'ensemble des départs des femmes tend à être légèrement supérieure à celle des hommes. Ainsi, 7 % des départs des femmes ont lieu à 61 ans contre 6 % de ceux des hommes. Ce constat tend à aller dans le même sens que les observations du premier et du dernier déciles d'âges de départ par genre signalant une proportion plus importante des départs des femmes aux deux extrémités des âges de départ.

3. Présentation de la méthodologie empirique

Cette partie présente la méthodologie mobilisée. Dans un premier temps, des courbes de survie par génération sont estimées. Ces courbes représentent les probabilités que les individus soient encore en activité à chaque âge (en mois), en intégrant les observations censurées à droite, c'est-à-dire les départs non encore observés. Ceci permet de voir comment évoluent les comportements de départ selon les générations et de comparer la significativité de la différence entre ces courbes. Ce travail est effectué pour l'ensemble de la population puis par sous-groupes, en distinguant par fonction publique et par genre, et toujours pour chaque génération, afin d'examiner les différences d'évolution des âges de départ suivant ces segmentations. Cette première approche met en évidence la proportion des départs anticipés d'un côté, et la hausse de l'âge de départ, de l'autre. Sur la base des

courbes de survie, sont dressés les premiers constats du report global des départs en retraite malgré la hausse des départs anticipés.

Deux approches complémentaires sont mises en œuvre permettant d'introduire des variables explicatives en évitant la multiplication des segmentations des échantillons que nécessiterait la première approche. Ainsi, dans un deuxième temps, l'analyse est centrée sur l'évolution des départs précoces. La modification de la probabilité de départ avant l'âge légal avec la génération est examinée en contrôlant par le genre, la fonction publique, la catégorie hiérarchique et la durée de service. Dans la troisième approche, l'impact de l'année de naissance sur l'augmentation de l'âge de départ est plus attentivement étudié. En d'autres termes, nous estimons l'impact de l'année de naissance sur la probabilité de la survenance du départ en retraite à chaque âge (en contrôlant par le même ensemble de variables explicatives que dans la deuxième approche), pour vérifier si l'allongement de la durée d'activité induite par l'augmentation du nombre de trimestres pour une partie de la cohorte tend à dominer la hausse des départs précoces de l'autre partie de la cohorte, conduisant à un report global des âges de départ.

Le reste de cette section présente de manière plus technique ces trois méthodologies. La première et la troisième recourent aux modèles de durée : d'une part avec l'approche non-paramétrique des courbes de survie et d'autre part avec l'approche semi-paramétrique permettant de mesurer des risques de survenance des départs en tenant compte de l'année de naissance et d'un ensemble de variables de contrôle. La seconde approche, présentée dans l'encadré 2, se focalise sur l'explication des probabilités de départ ou de continuation avant l'âge légal et s'appuie sur une modélisation qualitative (modèle probit).

Une lecture moins technique de ce travail peut être faite en passant directement à la section 4 dans laquelle les résultats sont présentés et commentés.

3.1. L'approche non-paramétrique : les courbes de survie

La première approche repose sur l'utilisation d'un modèle statistique de durée²⁶ appliqué à la probabilité de départ en retraite à chaque âge afin d'étudier l'impact des réformes de 2003 et de 2010 sur l'âge de départ pour chaque génération. Le principal avantage du recours aux modèles de durée est de permettre de modéliser la longueur de temps passée dans un état donné (en emploi) avant de passer dans un autre état (en retraite). Comparé à d'autres approches telles que celles qui se focalisent sur la probabilité non conditionnelle qu'un événement se produise (modèles probit ou logit), nous nous intéressons ici à la probabilité conditionnelle qu'un statut prenne fin (l'individu part en retraite) lors de la prochaine période courte de temps, étant donné la durée passée jusqu'à présent dans le statut (ici l'âge de la personne en activité).

Ainsi, nous considérons l'âge de sortie d'activité de chaque individu i , c'est-à-dire la durée observée de sa vie en activité, comme étant une variable aléatoire T_i définie sur un intervalle $[0, +\infty[$ de fonction de répartition $F(t)$ et de fonction de densité $f(t)$, où t est une réalisation de T_i . La fonction de distribution cumulée de l'individu i est donc donnée par :

$$F(t) = \text{Prob}[T \leq t] = \int_0^t f(s)ds \quad (1)$$

²⁶ Pour plus de détails sur les modèles de survie, voir notamment Lancaster [1992], Cleves, Gutierrez, Gould et Marchenko [2010] ou Philippe Saint Pierre [2013], et pour l'utilisation de SAS dans l'analyse des modèles de survie Allison [1995], Cantor [2003] ou Colletaz [2012]. Pour une application des modèles de durée à l'âge de départ en retraite, voir également Magnac, Rapoport et Roger [2006].

La fonction de survie de l'individu i , exprimant la probabilité qu'il soit encore en activité à l'âge T au moins égale à t , s'écrit :

$$S(t) = \text{Prob}[T_i > t] = 1 - F(t), t \geq 0 \quad (2)$$

Si l'on s'intéresse au risque que survienne le départ en retraite au cours de l'intervalle de temps dt , la probabilité que ce départ survienne durant la période d'âge $t+dt$ sachant que l'individu i n'est pas encore parti à l'âge t permet d'évaluer le risque de connaître l'évènement du départ en retraite durant cet intervalle de temps. La quantité ainsi obtenue mesure le nombre moyen d'évènements que connaîtrait l'individu i au cours d'une unité de temps choisi (l'année par âge) si les conditions prévalant durant l'intervalle de temps considéré (le mois dans notre étude) restaient inchangées tout au long de l'unité de temps choisie et pas uniquement sur l'intervalle. Pour un évènement qui ne se répète pas, comme le départ en retraite, il est intéressant de considérer l'inverse du risque qui fournit une évaluation de la durée moyenne d'attente de la réalisation de l'évènement. La fonction de risque peut donc s'écrire :

$$h(t) = \text{Prob}[t \leq T_i \leq t + dt | T_i \geq t] = \frac{f(t)}{1-F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (3)$$

Ceci permet d'en déduire la fonction de risque cumulé :

$$H(t) = \int_0^t h(s)ds = -\ln[S(t)] \quad (4)$$

Ces fonctions sont liées entre elles : la spécification d'une fonction de risque implique la forme de la distribution de la courbe de survie et inversement la forme de la courbe de survie permet de déterminer le risque de survie.

Les modèles de survie peuvent être séparés entre différentes classes, les modèles non-paramétriques, semi-paramétriques et paramétriques, selon que la méthode de prédiction de la distribution de probabilité de la survenance d'un évènement prenne en compte ou non un ensemble de variables explicatives additionnelles. L'avantage du recours aux modèles non-paramétriques réside dans le fait que l'estimation de la fonction de survie ne nécessite aucune hypothèse sur la nature de la distribution des temps de survie. En d'autres termes, les modèles non-paramétriques de Cox [Cox, 1972 et 1975] ne font aucune hypothèse sur la pente de la fonction de risque et sur la manière dont les variables explicatives peuvent affecter cette pente [Box-Steffensmeier & Jones, 2004 ; Colletaz, 2012 ; Aranki & Macchiarelli, 2013].

Dans l'approche non-paramétrique, la distribution des temps de survie est donnée par l'estimateur de Kaplan-Meier [1958] et l'estimation de la fonction de risque cumulé par l'estimateur de Nelson-Aalen [Nelson, 1972 ; Aalen, 1978].

Ainsi, si l'on considère les 2 premières périodes, la fonction de survie en t_2 , c'est-à-dire de ne pas être parti en retraite après t_2 , sachant qu'il ne faut pas être parti en retraite pendant la période t_1 , sera donnée par :

$$\hat{S}(t_2) = \text{Prob}[T > t_2 | T > t_1] \times \text{Prob}[T > t_1] = \left(1 - \frac{d_{t_2}}{n_{t_2}}\right) \times \hat{S}(t_1) \quad (5)$$

où d_{t_2} désigne le nombre d'individus ayant connu l'évènement en t_2 , c'est-à-dire le nombre d'individus étant parti en retraite au cours de la période t_2 , et n_{t_2} le nombre d'individus qui

auraient pu connaître l'événement au cours de cette période, c'est-à-dire le nombre initial d'individus au début de la période t_2 qui ne sont pas encore partis en retraite à la fin de la période t_1 . Il convient également de déduire les individus pour lesquels l'évènement est inobservé au cours de la période 2, c_{t_2} , dans le nombre d'individus qui auraient pu connaître l'évènement. Ainsi $n_{t_2} = n_{t_1} - d_{t_1} - c_{t_2}$.

Si l'on tient compte de la récurrence des périodes de temps, l'estimateur de Kaplan-Meier à la date t devient :

$$\hat{S}(t) = \prod_{j|t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j}\right) \quad (6)$$

avec $\hat{S}(0) = 1$ (i.e. personne n'est encore parti en retraite en $t=0$).

L'estimateur de Nelson-Aalen est donné par :

$$\hat{H}(t) = \sum_{j|t_j \leq t} \frac{d_j}{n_j} \quad (7)$$

Une fois les courbes de survie estimées pour chaque génération successive, il est intéressant de les comparer afin de vérifier si les risques de départ sont différents entre deux générations successives, l'ensemble des autres caractéristiques des individus composant les échantillons pouvant être considérés comme semblables. Nous recourons pour cela à deux statistiques de rang : la statistique du LogRank et le test de Wilcoxon-Gehan.

La statistique du LogRank, ou test de Cochran-Mantel-Haenzel [Mantel, 1966 ; Mantel & Haenzel, 1959 ; Peto & Peto, 1972] fournit une première méthode de comparaison des courbes de survie. Dans le cadre de la comparaison de deux fonctions de survie, l'hypothèse nulle est l'égalité des courbes de survie. Sous cette hypothèse, à une date t_j , la proportion espérée de la réalisation de l'évènement pour l'ensemble des deux groupes est donnée par d_j/n_j , et le nombre espéré de réalisations de l'évènement pour chaque groupe a d'individus, e_{aj} , est obtenu en pondérant par l'effectif observé du groupe :

$$\begin{aligned} e_{1j} &= n_{1j} \frac{d_j}{n_j} \text{ pour le 1er groupe} \\ e_{2j} &= n_{2j} \frac{d_j}{n_j} = (n_j - n_{1j}) \frac{d_j}{n_j} = d_j - e_{1j} \text{ pour le 2nd groupe} \end{aligned} \quad (8)$$

avec d_{aj} désignant le nombre d'individus du groupe a ayant connu l'évènement et d_j de l'ensemble des deux groupes ; n_{aj} désignant le nombre les individus risqués du groupe a et n_j de l'ensemble ; et a désignant les groupes 1 et 2.

De ces deux espérances à chaque période t_j , on déduit 4 variables :

- $O_1 = \sum_{j|t_j} d_{1j}$: le nombre total d'évènements observés dans le premier groupe,
- $O_2 = \sum_{j|t_j} d_{2j}$: le nombre total d'évènements observés dans le second groupe,
- $E_1 = \sum_{j|t_j} e_{1j}$: le nombre total d'évènements espérés sous l'hypothèse H_0 pour le premier groupe,
- $E_2 = \sum_{j|t_j} e_{2j}$: le nombre total d'évènements espérés sous l'hypothèse H_0 pour le second groupe.

La statistique du LogRank est alors :

$$LR = O_1 - E_1 = \sum_{j=1}^r (d_{1t_j} - e_{1t_j}) = -(O_2 - E_2) \quad (9)$$

où r est le nombre d'événements observés sur les groupes 1 et 2.

La distribution de cette statistique permettant de réaliser un test de significativité de la différence entre les courbes de survies des deux groupes distincts est celle de la variable suivante qui suit un Chi2 à un degré de liberté :

$$\frac{(O_1 - E_1)^2}{E_1} + \frac{(O_2 - E_2)^2}{E_2} = (O_1 - E_1)^2 \times \left(\frac{1}{E_1} + \frac{1}{E_2} \right) \quad (10)$$

Ce test accorde un poids unitaire identique à chaque période à l'écart entre la survenance de l'évènement et la survenance espérée de cet évènement pour un groupe. Quant au test de Wilcoxon-Gehan [Gehan, 1965 ; Breslow, 1970], il attribue comme pondération le nombre d'individus à risque de l'ensemble des deux groupes à chaque période : n_i .

$$WG = \sum_{j=1}^r n_i (d_{1t_j} - e_{1t_j}) \quad (11)$$

Par conséquent, la population à risque diminuant avec le temps (le nombre cumulé de départs en retraites des périodes précédentes augmentant), l'estimateur de Wilcoxon-Gehan accorde un poids supérieur aux évènements de plus courte durée, c'est-à-dire aux départs en retraite précoces, par rapport à l'estimateur du LogRank.

3.2. L'approche semi-paramétrique : la probabilité de départ avec prise en compte de caractéristiques individuelles

Une approche se focalisant sur l'évolution de la probabilité de départ anticipé en fonction de l'année de naissance (encadré 2) permet de voir si les départs anticipés ont augmenté. Toutefois, une telle approche n'apporte pas d'éclairage sur l'importance des deux effets opposés induits par la réforme de 2003 et leurs résultantes sur les reports d'âge de départ par génération. En d'autres termes, la réforme de 2003 conduit à deux effets distincts : d'un côté un allongement de la durée d'activité nécessaire pour bénéficier d'une retraite à taux plein conduisant une partie des individus à travailler un peu plus longtemps et donc à augmenter leur âge de départ. De l'autre côté, elle introduit la possibilité de départs anticipés pour carrière longue qui entraîne une baisse de l'âge de départ pour d'autres individus ayant commencé à travailler jeunes. Par conséquent, afin de mesurer l'impact de la réforme de 2003 sur l'évolution de l'âge moyen de départ de l'ensemble d'une génération de fonctionnaires sédentaires, il convient non seulement de tenir compte de l'évolution de l'effet quantité, à savoir le nombre de départs avant et après l'âge légal par génération, mais également celle de l'effet qualité, c'est-à-dire des niveaux d'âges de départ précoce et des niveaux de durée de vie active supplémentaires.

De plus, les spécificités liées aux caractéristiques individuelles et collectives telles que l'année de naissance, le genre, la fonction publique, la catégorie hiérarchique, la filière d'emplois, le passage à temps partiel au cours de la carrière ou de durée de cotisation, peuvent générer de l'hétérogénéité dans les âges de départ entre les générations et à l'intérieur d'une même génération. La combinaison de l'ensemble de ces caractéristiques dans le cadre de l'approche non-paramétrique des modèles de survie aurait conduit à un

nombre de strates trop élevé pour permettre de dégager une analyse pertinente. En d'autres termes, il est difficile de la saisir et de contrôler l'ensemble des effets des caractéristiques individuelles et collectives dans le cadre de l'approche non-paramétrique des courbes de survie, même en segmentant très finement la population.

Encadré 2

Une approche complémentaire aux modèles de durée : l'estimation de probabilités de départ à partir de l'âge légal (un modèle probit)

La réforme de 2003 a introduit la possibilité de départ anticipé pour carrière longue, y compris pour les fonctionnaires. Les courbes de survie permettent de voir l'évolution par strates de la probabilité de survie à chaque période avant l'âge légal, et par conséquent, de tenir compte de l'évolution des départs anticipés de génération en génération. Pour compléter la comparaison entre les courbes de survie mesurées par les estimateurs de Wilcoxon-Gehan et de LogRank, dans la deuxième approche, nous recourons à un modèle qualitatif de type probit. Celui-ci nous permet d'estimer l'effet de caractéristiques individuelles et de groupes d'individus, dont l'année de naissance, sur la probabilité de départ à partir de l'âge légal (ou de manière symétrique de mesurer l'impact de ces variables explicatives sur la probabilité de partir avant l'âge légal). Ainsi, nous cherchons ici à mesurer l'effet de l'année de naissance sur cette probabilité de départ à l'âge légal et après en contrôlant par un ensemble de variables : le genre, la fonction publique, la catégorie hiérarchique, la filière du cadre d'emplois, le passage à temps partiel et la durée de service.

Ainsi, le modèle s'écrit :

$$Prob\{Y_i|X_i = x_i\} = \Phi(\alpha + \gamma'x_i)$$

où *Prob* désigne la probabilité Y_i de départ selon l'âge ($Y_i=1$ pour un départ à l'âge légal et après, sinon 0 pour un départ anticipé) de l'individu i ; Φ une fonction de répartition qui suit une loi normale centrée réduite ; x_i les caractéristiques individuelles ou collectives de l'individu i , α la constante et γ' les coefficients des variables explicatives.

Ainsi, dans cette approche, nous recourons aux modèles de Cox²⁷ [1972, 1975] semi-paramétriques. Ils permettent d'intégrer des variables explicatives propres à l'individu ou à des groupes d'individus dans l'estimation du risque de départ par âge. Ces modèles décomposent le risque en produit de 2 éléments : le premier est un risque de base et le second est fonction des seules variables explicatives. Ils s'écrivent :

$$h(t|x_i) = h_0(t)exp(\beta'x_i) \quad (12)$$

où x_i est le vecteur des variables explicatives influençant le risque de départ pour l'individu i , β' est le paramètre d'intérêt, c'est-à-dire le vecteur des coefficients des régresseurs, et $h_0(t)$ est la fonction du risque de base, commune à tous les individus de la population étudiée. Ce modèle est à risque proportionnel car pour 2 individus i et i' quelconques dont les caractéristiques sont x_i et $x_{i'}$, le rapport des fonctions de risque ne varie pas au cours du

²⁷ Pour plus de détails sur la méthodologie le modèle de Cox, voir notamment Lancaster [1992], Allison [1995], Cantor [2003], Colletaz [2004], Cleves, Gutierrez, Gould et Marchenko [2010] ou Philippe Saint Pierre [2013].

temps. Par conséquent, le risque de départ à la date t est lié aux caractéristiques individuelles et collectives par une constante proportionnelle qui ne dépend pas de t .

Les paramètres et les coefficients des variables explicatives sont estimés en maximisant la vraisemblance partielle, en ne considérant que le second terme de (12). L'avantage de cette méthodologie est qu'elle ne nécessite pas de définir de distribution des temps de survie contrairement aux modèles paramétriques. En effet, il pourrait être tentant de choisir de manière plutôt arbitraire la forme de la distribution des temps de survie. Par rapport à l'approche non-paramétrique, une modélisation de Cox offre l'avantage d'être a priori plus robuste et de permettre de préciser l'impact des variables explicatives que les seules estimations stratifiées ne peuvent identifier. Mais contrairement à l'approche non-paramétrique qui modélise la fonction de survie, l'approche semi-paramétrique modélise la fonction de risque. Le passage de l'un à l'autre peut s'avérer compliqué même s'il est possible de s'appuyer sur des estimations de la courbe de survie par une méthode du type produit-limite ou de passer par l'estimation du risque de base cumulé. De toute façon, nous nous intéressons plus particulièrement ici aux effets des variables explicatives sur le risque de départ en retraite par âge. Aussi, lorsque la fonction de risque est influencée positivement (respectivement négativement), la fonction de survie l'est-elle négativement, c'est-à-dire que la probabilité d'être parti en retraite à la date t augmente (respectivement baisse).

Le modèle de Cox initial suppose que la réalisation des événements étudiés s'effectue en temps continu, si bien que la probabilité que deux individus ou plus connaissent l'évènement au même instant est nulle. Ceci n'est bien évidemment pas le cas des départs à la retraite qui suivent des fréquences particulières avec des départs à des âges identiques, notamment le jour d'obtention de l'âge légal, et même en prenant des intervalles d'observation journaliers, ceci n'exclue pas la possibilité d'avoir plusieurs départs au même âge. Dans le cas de la réalisation de plusieurs événements à la même date, le nombre de calculs nécessaires à la maximisation de la vraisemblance partielle devient alors considérable. Nous avons donc opté dans ce papier pour une approximation de cette maximisation par la méthode du calcul de la moyenne. Celle-ci fournit des résultats satisfaisants proches de la méthode exacte²⁸ avec des délais de réponse relativement plus réduits.

Le ratio de risque, ou la contribution au risque de la variation d'une unité de la $j^{\text{ème}}$ variable explicative x_j est donné par :

$$e^{\beta_j} = \frac{\exp[\beta_j(x_j+1)]}{\exp[\beta_j x_j]} \quad (13)$$

et l'influence de la $j^{\text{ème}}$ variable explicative sur la variation du risque s'obtient par :

$$\frac{dh(t)}{h(t)} = e^{\beta_j} - 1 \quad (14)$$

²⁸ Les résultats sont plus proches que ceux fournis par la méthode d'approximation Breslow.

4. Présentation et commentaires des résultats

Les résultats de l'application des méthodologies statistiques présentées précédemment sont exposés et commentés dans la partie qui suit. L'étude porte sur une population de 261 561 fonctionnaires sédentaires nés entre 1943 et 1951, dont 13 % sont encore en activité. Celle-ci regroupe 20 % de fonctionnaires hospitaliers et 80 % de fonctionnaires territoriaux.

L'objectif est d'étudier l'évolution de la probabilité de départ en retraite afin de comprendre l'évolution des comportements de départ dans un contexte législatif changeant. Il s'agit d'un travail essentiellement descriptif qui vise à identifier l'évolution des âges de départ en fonction de l'année de naissance en tenant compte de quelques caractéristiques individuelles ou collectives. Par conséquent, avant de porter notre attention sur l'évolution des probabilités de départ par âge et par génération, nous nous focalisons dans un premier temps sur la présentation des résultats portant sur l'évolution de la probabilité de départ à partir de l'âge légal ou avant l'âge légal.

4.1. Un premier éclairage sur la probabilité de prendre sa retraite à partir de l'âge légal

Cette partie porte sur l'estimation de la probabilité de partir en retraite à partir de l'âge légal, sans prise en compte de la distance entre l'âge de départ et l'âge légal. Ainsi, uniquement l'effet des caractéristiques individuelles sur la possibilité de départ anticipé est évalué ici, pas l'ampleur des évolutions en termes de décalages d'âges. En d'autres termes, on estime ici la probabilité de partir avant l'âge légal ou à partir de l'âge légal, quel que soit l'âge auquel l'individu est parti. Il s'agit juste de mesurer l'impact de l'année de naissance sur la probabilité de départ à partir de l'âge légal, toutes choses égales par ailleurs.

Le tableau 10 présente les résultats des régressions qualitatives (modèle probit) pour deux spécifications différentes des générations²⁹. La première colonne de chaque spécification donne les valeurs des coefficients attachés aux variables explicatives et leur significativité ; la seconde colonne présente les effets marginaux³⁰ de ces variables explicatives lorsqu'elles sont significatives.

Ainsi, la probabilité de partir avant l'âge légal augmente avec l'année de naissance³¹. En d'autres termes, la probabilité de départ anticipé est plus élevée pour les générations nées à partir de 1946, toutes choses égales par ailleurs. Toutefois, cette probabilité augmente jusqu'à la génération née en 1948 pour se réduire légèrement pour les générations suivantes avant d'augmenter de nouveau pour les personnes nées au second semestre 1951. Le fait d'être né en 1948 accroît la probabilité de départ anticipé de 15 points de pourcentage par rapport aux générations de référence, pour redescendre à 10 points de pourcentage pour la génération née au premier semestre 1951 et de nouveau augmenter à 17 points de

²⁹ La première spécification (modèle 1) présente les résultats de la probabilité de départ à partir de l'âge légal avec l'année de naissance prise en une seule variable continue d'année en année. La seconde spécification (modèle 2) présente les résultats pour des années de naissance prises en variables dichotomiques pour les années 1946 à 1951 (les années 1943 à 1945 servant de référence car elles ne sont pas ou quasiment pas touchées par les départs pour carrière longue).

³⁰ L'effet marginal pour une variable explicative continue donne la variation de la probabilité de partir à partir de l'âge légal quand la variable expliquée varie de 1 % par rapport à la moyenne, et pour une variable dichotomique, de combien varie cette probabilité quand la variable prend la valeur 1.

³¹ Les effets des variables sur la probabilité de départ avant l'âge légal sont donnés par les opposés des signes des coefficients de ces mêmes variables sur la probabilité de départ à partir de l'âge légal, et par l'opposé des effets marginaux de ces mêmes variables.

pourcentage pour la génération née au second semestre 1951. Cette dernière augmentation peut s'expliquer par les modifications apportées au dispositif carrière longue. On peut également imaginer l'existence d'un effet psychologique de la hausse de l'âge légal qui a pu pousser des individus éligibles à plutôt s'inscrire dans le dispositif carrière longue pour anticiper leur départ de quelques mois alors qu'ils auraient peut-être attendu l'âge légal si ce dernier n'avait pas augmenté.

Concernant les autres caractéristiques, la probabilité de départ avant l'âge légal tend à être plus élevée :

- dans la fonction publique hospitalière par rapport à la fonction publique territoriale,
- pour les personnes qui n'ont pas eu de passage à temps partiel au cours de leur carrière,
- pour les fonctionnaires en catégorie hiérarchique B et C.

En dehors de spécifications supplémentaires, il n'y a pas de différence significative de probabilités de départ anticipé entre les hommes et les femmes sur l'ensemble des générations étudiées. Ce résultat s'explique par le fait que ces probabilités évoluent différemment au cours des générations selon le genre (pour plus de détails, voir l'encadré 3). Ainsi, pour les générations nées entre 1943 et 1946, les femmes tendent à avoir une probabilité de départ anticipé supérieure à celle des hommes alors que pour les générations nées à partir de 1947, la probabilité de départ anticipé devient supérieure pour les hommes.

Quant à la filière d'emplois³², celle-ci peut également avoir un effet sur la probabilité de départ anticipé. Ainsi, dans la fonction publique hospitalière, cette probabilité augmente dans la filière « ouvrière et technique » et se réduit dans celle de « soins, médicotechnique et de rééducation ». Dans la fonction publique territoriale, la probabilité de départ anticipé est plus élevée dans les filières de « police municipale », « santé », « sociale », « sportive » et « technique », et plus faible dans les filières « d'animation » et « culturelle ».

La variable sur la durée de service (ou durée constituée) est également prise en compte dans les régressions comme variable de contrôle, mais est compliquée à interpréter³³.

Finalement, la mise en place du dispositif carrière longue par la réforme de 2003 et les évolutions de ce dispositif ont conduit à un accroissement de la proportion des départs anticipés. La probabilité de départ anticipé augmente à partir de la génération 1946 jusqu'à la génération 1948, diminue ensuite très légèrement pour les générations suivantes, avant d'augmenter de nouveau pour les personnes nées au second semestre 1951, avec cependant un âge légal décalé de 4 mois.

³² La probabilité de départ anticipé a également été estimée en introduisant les corps à la place de la fonction publique et de la catégorie hiérarchique sans que les résultats soient modifiés. Ce résultat est assez logique : les regroupements par corps, catégorie hiérarchique et filière pour chaque fonction publique conduisent, dans la plupart des cas, à n'avoir qu'un corps différent par catégorie hiérarchique de chaque filière.

³³ Nous ne cherchons pas ici à voir un lien de causalité entre la durée de service dans la fonction publique territoriale et hospitalière et l'âge de départ. Cette variable est introduite dans les régressions uniquement comme variable de contrôle des effets possibles d'une carrière courte, d'un côté comme la conséquence d'une sortie précoce, notamment dans le dispositif parents de trois enfants, et de l'autre sur la poursuite d'activités, sachant que nous ne disposons que d'une information partielle sur l'ensemble de la carrière tous régimes.

L'approche développée dans cette partie fournit des renseignements sur l'évolution de la probabilité de partir avant l'âge légal de la retraite. La réforme de 2003 a conduit à une augmentation de cette probabilité avec les générations. Toutefois, cette méthodologie ne nous renseigne pas sur le fait que l'augmentation de la proportion des départs anticipés puisse être ou non compensée par le recul de l'âge de départ à la retraite d'une autre partie de la population. En effet, premièrement la distance à l'âge légal n'est pas prise en compte dans cette première approche. Une situation dans laquelle la proportion des départs anticipés s'accroîtrait avec l'année de naissance tandis que l'âge de départ se rapprocherait de l'âge légal, n'est donc pas écartée. Deuxièmement, le recul de l'âge induit par les changements législatifs n'est pas pris en compte. Il n'est donc pas possible, dans le cadre de cette méthode, d'apprécier l'évolution des âges moyens de départ en retraite par génération, mais uniquement d'apprécier l'évolution du poids des départs avant et à partir de l'âge légal.

Encadré 3

Evolution des probabilités de départ anticipé selon le genre

Pour les générations 1943 à 1951 prises dans leur ensemble, il n'y a pas de différence significative de probabilités de départ anticipé entre les hommes et les femmes. Néanmoins, l'introduction de variables d'interaction entre le genre et la génération permet de mettre en lumière trois effets distincts (voir le tableau 4.3 en annexe 4 pour plus de détails) du genre et de l'année de naissance sur la probabilité de départ anticipé.

Le premier effet concerne l'influence de la génération quel que soit le genre : la probabilité de départ anticipé augmente avec les générations (comme dans les modèles 1 et 2 du tableau 10).

Le deuxième effet concerne l'influence du genre sur la probabilité de départ anticipé quelle que soit l'année de naissance : celle-ci augmente pour les femmes par rapport aux hommes. Ce résultat signale certainement une plus grande constance des départs anticipés pour les femmes sur l'ensemble de la période, notamment pour les générations de référence 1943 à 1945 pour lesquelles, seuls les départs anticipés au motif de « mères de trois enfants » sont mobilisés.

Enfin le troisième effet concerne l'influence du genre par génération sur la probabilité de départ anticipé : celle-ci tend à se réduire avec les générations pour les femmes par rapport aux hommes comme la conséquence de l'augmentation plus importante des départs pour carrière longue pour les hommes que pour les femmes.

Par conséquent, les trois effets se combinent en fonction de l'année de naissance. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, une femme née en 1943 a une probabilité de 42 points supérieure à celle d'un homme de sa génération de partir de manière précoce. Pour la génération 1950, le résultat s'inverse avec une probabilité de presque 7,5 points inférieure pour les femmes par rapport à celle des hommes. Plus globalement, les femmes nées à partir de la génération 1947 ont une probabilité de départ anticipé inférieure à celle des hommes de même génération.

Tableau 10 - Probabilité de départ à partir de l'âge légal

(Probit Y=1 pour un départ à partir de l'âge légal sinon 0 pour un départ avant)

	Modèle 1		Modèle 2	
	Coefficients	effets marginaux	Coefficients	effets marginaux
Année de naissance en variable discontinue	-0,0745***	(-0,0189)		
Année de naissance (référence 1943 à 1945)				
1946			-0,0855***	(-0,0214)
1947			-0,5284***	(-0,1324)
1948			-0,5807***	(-0,1455)
1949			-0,5712***	(-0,1431)
1950			-0,4941***	(-0,1238)
1951-1 ^{er} semestre			-0,4030***	(-0,1010)
1951-2 nd semestre			-0,6778***	(-0,1698)
Genre (homme comme référence)				
femme	0,0036		-0,0026	
Catégorie hiérarchique (catégorie A comme référence)				
catégorie B	-0,2448***	(-0,0620)	-0,2456***	(-0,0616)
catégorie C	-0,4712***	(-0,1193)	-0,4726***	(-0,1184)
Fonction publique (FPT comme référence)				
FPH	-0,1748***	(-0,0444)	-0,1791***	(-0,0448)
Filière (filière administrative comme référence)				
FPH2 - Ouvrière et technique	-0,2933***	(-0,0742)	-0,2966***	(-0,0743)
FPH3 - Personnels éducatifs et sociaux	-0,0153		-0,0133	
FPH4 - Soins, médicotechnique et rééducation	0,0797***	(0,0206)	0,0812***	(0,0202)
FPT2 - Animation	0,3249***	(0,0829)	0,3296***	(0,0842)
FPT3 - Culturelle	0,293***	(0,0741)	0,2961***	(0,0743)
FPT4 - Médicotechnique	0,0366		0,0070	
FPT5 - Police municipale	-0,3289***	(-0,0828)	-0,3343***	(-0,0824)
FPT6 - Santé	-0,3136***	(-0,0795)	-0,3188***	(-0,0798)
FPT7 - Sociale	-0,2349***	(-0,0595)	-0,2371***	(-0,0593)
FPT8 - Sportive	-0,133***	(-0,0335)	-0,1417***	(-0,0351)
FPT9 - Technique	-0,1582***	(-0,0401)	-0,1584***	(-0,0396)
Passage à temps partiel au cours de la carrière	0,0626***	(0,0159)	0,0756***	(0,0189)
Durée cotisée en trimestre	0,0030***	(0,0008)	0,0033***	(0,0008)
Constante	1,4669***		1,4697***	
Nombre d'observations	261 559		261 559	

* désigne que la variable explicative est significative au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 % ; sinon la variable est considérée comme non significative.

Notes : La première spécification (modèle 1) présente les résultats de la probabilité de départ à partir de l'âge légal avec l'année de naissance prise en une seule variable continue d'année en année. La seconde spécification (modèle 2) présente les résultats pour des années de naissance prises en variables dichotomiques pour les années 1946 à 1951 (les années 1943 à 1945 servant de référence car elles ne sont pas ou quasiment pas touchées par les départs pour carrière longue).

Deux individus hors filière de la fonction publique hospitalière sont exclus des régressions.

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et 1951.

Lecture : un signe négatif du coefficient indique que la variable influence à la hausse la probabilité d'un départ anticipé ; un signe positif indique que la variable influence à la hausse la probabilité d'un départ à partir de l'âge légal. Par exemple, le fait d'être né en 1946 accroît significativement la probabilité de départ anticipé de 2 points de pourcentage.

4.2. Les modèles de durée : l'analyse non-paramétrique des courbes de survie

Dans cette partie, l'évolution des âges de départ par génération est examinée en centrant l'analyse sur les probabilités de départ à chaque âge mensuel donné sachant que les individus ne sont pas encore partis lorsqu'ils atteignent cet âge.

Les graphiques 9 présentent les courbes de survie par fonction publique et par genre pour les affiliés sédentaires à la CNRACL^{34,35}.

4.2.1. Une diminution de la proportion des départs à 60 ans

Le premier résultat mis en évidence de l'impact des réformes sur l'évolution des âges de départ est la diminution des départs à l'âge légal, c'est-à-dire au cours du premier mois des 60 ans jusqu'à la génération née au premier semestre 1951 et à 60 ans et 4 mois pour la génération née au second semestre 1951. Ainsi, ils représentent 56 % des départs de la génération 1943 contre 23 % de ceux des générations 1950 et 1951. Pour les femmes, cette proportion est passée de 45 % pour la génération 1943 à moins de 25 % pour les générations 1949 à 1951, et de plus de 70 % à un peu plus de 20 % pour les hommes.

4.2.2. Une probabilité plus importante d'être en activité au-delà de 60 ans...

Cette baisse des départs à l'âge légal s'explique d'un côté par le recul de l'âge de départ. L'impact de la réforme de 2003 sur l'évolution des âges de départ se traduit par l'augmentation de la probabilité d'être encore en activité au-delà de l'âge légal de la retraite. Ainsi, si 20 % des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires de la génération 1943 ne sont pas encore partis à la retraite lorsqu'ils atteignent 61 ans, ils sont 29 % de la génération 1947-1948 à être encore en activité et 37 % de la génération née au 1^{er} semestre 1951 (tableaux 4.1 en annexe 4).

Pour les femmes, la proportion des départs à 60 ans se réduit de génération en génération. La proportion de femmes encore en activité à 61 ans est passée de 23 % pour la génération 1943 à 38 % pour celle du premier semestre 1951 et 40 % pour celle du second semestre. De façon similaire, la proportion des hommes en activité au-delà de 60 ans s'est également accrue avec une augmentation de la part des personnes encore en activité à 61 ans de 20 % pour la génération 1943 contre plus de 35 % pour la génération 1951. Ce recul de l'âge de

³⁴ Au regard du nombre de courbes de survie présentées, ne serait-ce pour les seules générations sans distinction par fonction publique et sans distinction de genre, et étant donné l'ensemble des âges mensuels des départs, les tableaux détaillés présentant les fonctions de survie de type Kaplan-Meier et les risques cumulés calculés selon l'estimateur de Nelson-Aalen ne sont pas reproduits. Ces tableaux sont néanmoins disponibles en téléchargement avec l'ensemble des données des graphiques. Un extrait des fonctions de survie par fonction publique et par genre est néanmoins présenté dans les tableaux 4.1 de l'annexe 4 pour des âges jugés charnières de 54 ans et 11 mois (avant 55 ans), de 59 ans et 11 mois à 60 ans et 4 mois ainsi qu'à 60 ans et 11 mois (avant d'atteindre 61 ans).

³⁵ Afin de ne pas nuire à la lisibilité des courbes par génération sur chacun des graphiques, les générations 1945 et 1946, 1947 et 1948, 1949 et 1950 ont été regroupées. La génération 1951 a été séparée entre les individus nés premier semestre et ceux nés au second semestre, le second groupe étant soumis à la hausse de l'âge légal introduit par la réforme de 2010 alors que le premier groupe n'y est pas soumis. Les générations qui ont été regroupées sont celles qui présentent des courbes de survies non significativement différentes ou très peu différentes au regard des tests de LogRank et de Wilcoxon-Gehan (voir tableau 4.2 de l'annexe 4).

départ se traduit par un déplacement des courbes de survies vers le haut à partir de 60 ans (parties droites des courbes).

Ce résultat concerne aussi bien les femmes que les hommes. Il traduit un changement de comportement d'activité en fin de carrière avec une prolongation de l'activité sous l'effet sans doute de l'augmentation de la durée d'assurance nécessaire pour le taux plein que connaissent les générations 1944 et suivantes (tableau 1), mais peut-être également du fait des modifications introduites par la réforme de 2003 dans le calcul des droits, avec en particulier l'introduction d'une décote. Le choix a pu être fait de se maintenir en emploi afin d'assurer un certain niveau de pension. Ainsi, si une partie des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires reculent leur âge de départ en retraite, il n'est pas possible, à l'aide des courbes de survie, d'identifier avec précision les raisons de ce recul de l'âge de départ.

4.2.3. ...mais une probabilité également plus forte de prendre sa retraite avant 60 ans, particulièrement pour les hommes

La baisse de la proportion des départs à l'âge légal s'explique de l'autre côté par une augmentation de la proportion des départs anticipés avec les générations. Ainsi, les comportements de départ ont également évolué avec l'augmentation de la probabilité de départ anticipé. Avant la réforme de 2003, les fonctionnaires sédentaires ne pouvaient pas partir en retraite avant 60 ans, à l'exception des possibilités de départ pour motifs familiaux, notamment pour les mères de trois enfants. Globalement, 10 % des fonctionnaires sédentaires nés en 1943 retenus dans l'analyse sont partis avant d'atteindre l'âge de 60 ans, principalement des femmes mères de trois enfants. Cette proportion passe à 22 % pour la génération 1947-1948 pour se stabiliser autour de 20 % pour la génération 1951 (premier et second semestre).

Cette progression de la probabilité de départ avant l'âge légal est essentiellement le fait des hommes, la part des femmes partant avant 60 ans restant très stable parmi les générations étudiées (graphique 9.2). En effet, les départs pour motifs familiaux représentent presque 20 % des sorties avant 60 ans des femmes de la génération 1943 ; cette part est restée relativement stable entre les générations. L'introduction du dispositif carrière longue à partir de 2006 n'a pas modifié l'équilibre global de l'ensemble des départs anticipés pour les femmes affiliées à la CNRACL.

Par contre, pour les hommes, la mise en place de la retraite anticipée pour carrière longue a incité un nombre important d'affiliés à quitter leur emploi avant 60 ans. La montée en charge du dispositif³⁶ de génération en génération est particulièrement visible (graphique 9.3). Ainsi, la probabilité de départ à 59 ans est passée de zéro pour la génération 1944 à 3 % pour la génération 1945-1946 et 13 % pour la génération 1947-1948 avant de redescendre à environ 5 % pour les générations suivantes. La montée en charge du dispositif a conduit à une augmentation de la probabilité de départ à des âges plus jeunes avec les générations : ainsi à 58 ans, elle est de 13 % pour la génération 1947-1948 et 15 % pour la génération 1949-1950, et avant 58 ans, elle se situe autour de 15 % pour la génération 1951, seule génération étudiée à pouvoir bénéficier d'un départ à partir de 56 ans (voir tableau 11).

³⁶ Rappelons que pour les fonctionnaires, le départ à 59 ans est possible depuis le 1er janvier 2005, à 58 ans depuis le 1er juillet 2006 et à 56 et 57 ans à compter du 1er janvier 2008.

Tableau 11 – Probabilité de départ anticipé pour les hommes selon l'âge et la génération

	1943	1944	1945-1946	1947-1948	1949-1950	1951-1sem	1951-2sem
59 ans	0,0%	0,0%	3,1%	13,5%	5,6%	4,5%	6,3%
58 ans	0,0%	0,0%	0,1%	13,6%	15,2%	3,1%	3,5%
57 ans	0,0%	0,0%	0,0%	0,3%	7,3%	9,0%	5,1%
56 ans	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,1%	6,5%	9,5%

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et 1951.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

4.2.4. Un premier aperçu de l'effet de la réforme de 2010

Quant à la réforme de 2010, l'effet de la première étape du recul de l'âge légal appliquée à la génération 1951 est bien visible. Cette mesure a pour conséquence, au moins pour les personnes nées entre le 1^{er} juillet et le 30 décembre 1951, de conduire à un déplacement de cet âge pivot de 4 mois par rapport à la courbe de survie de la génération du 1^{er} semestre 1951. L'effet mécanique attendu semble donc se confirmer au regard des graphiques.

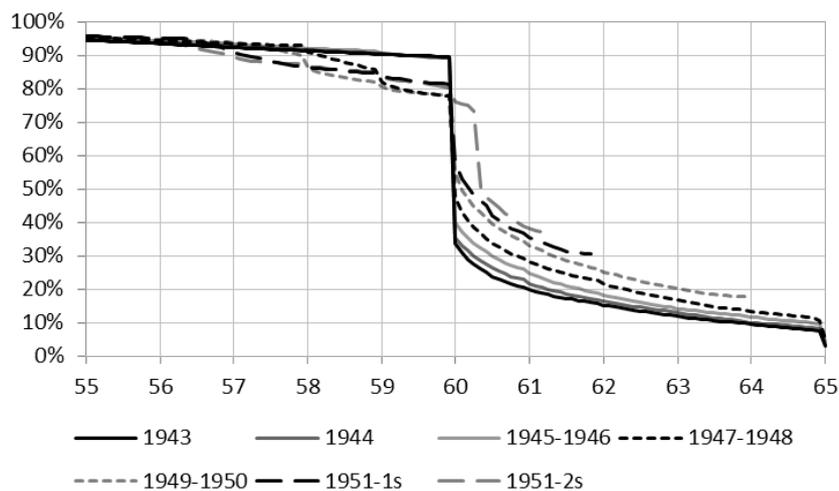
4.2.5. Quel effet à terme sur l'âge moyen de départ en retraite des générations étudiées ?

Les impacts de la réforme de 2003 sur l'évolution de l'âge moyen de départ par génération restent finalement largement incertains. En effet, d'un côté, avec le dispositif carrière longue, ce changement législatif introduit des possibilités accrues de départs anticipés pour une part plus importante de la population, principalement pour les hommes, et de l'autre, elle incite au décalage de l'âge de départ pour une proportion croissante de la population. Néanmoins, les femmes étant relativement plus nombreuses parmi les fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires des générations 1943 à 1951 et moins sujettes à une augmentation de la proportion des départs anticipés que les hommes, on peut s'attendre à ce que globalement, l'effet d'allongement de la durée d'activité domine légèrement et que l'âge moyen de départ augmente avec les générations, lorsque, à terme, l'ensemble de la population étudiée aura liquidé.

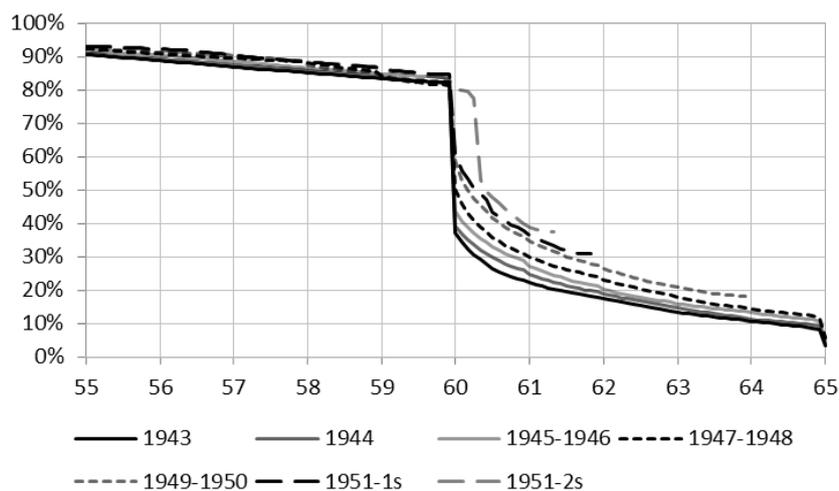
Graphiques 9 – Courbes de survie de l'âge de départ en retraite pour les générations 1943 à 1951

Ensemble des affiliés à la CNRACL (FPH et FPT)

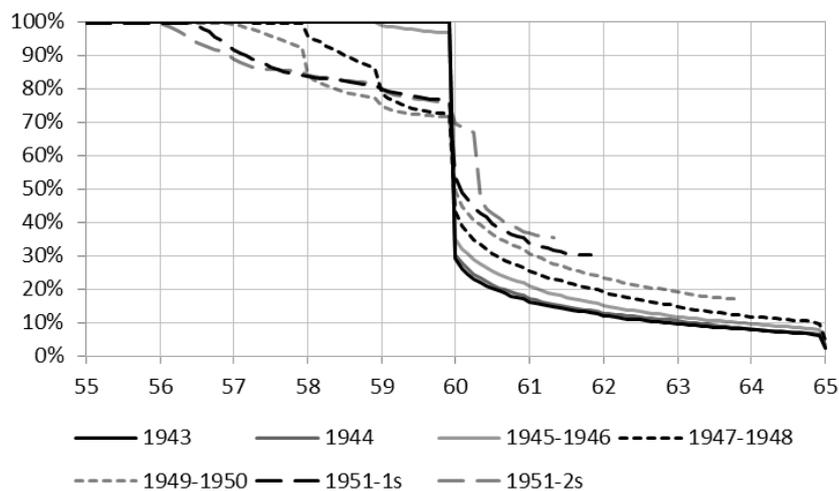
Graphique 9.1 – ensemble 55-65 ans



Graphique 9.2 – ensemble femmes 55-65 ans



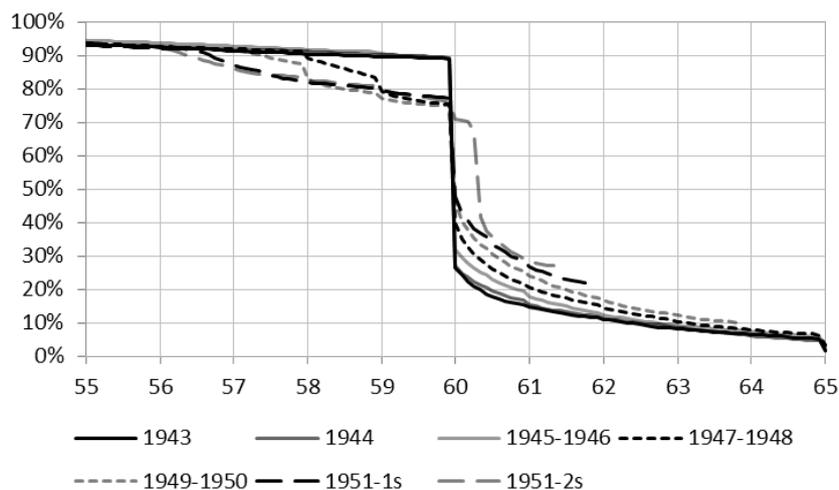
Graphique 9.3 – ensemble hommes 55-65 ans



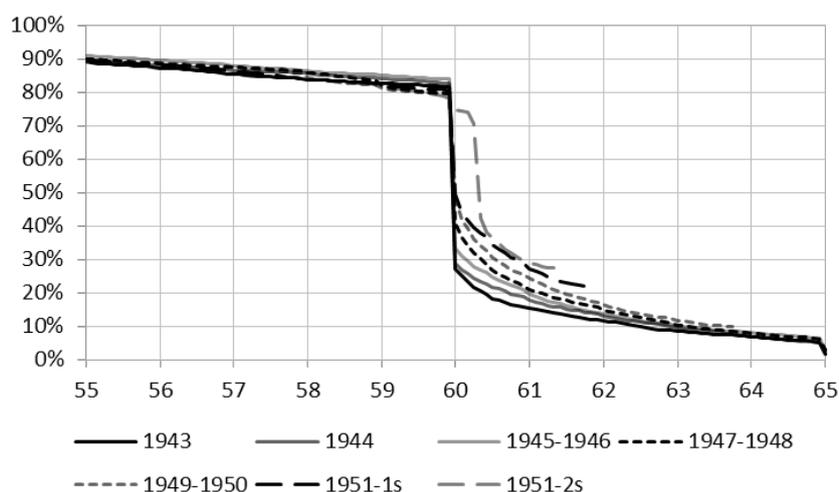
Sources : calculés par les auteurs à partir de données issues des bases annuelles de la CNRACL.

Fonctionnaires hospitaliers affiliés à la CNRACL (FPH)

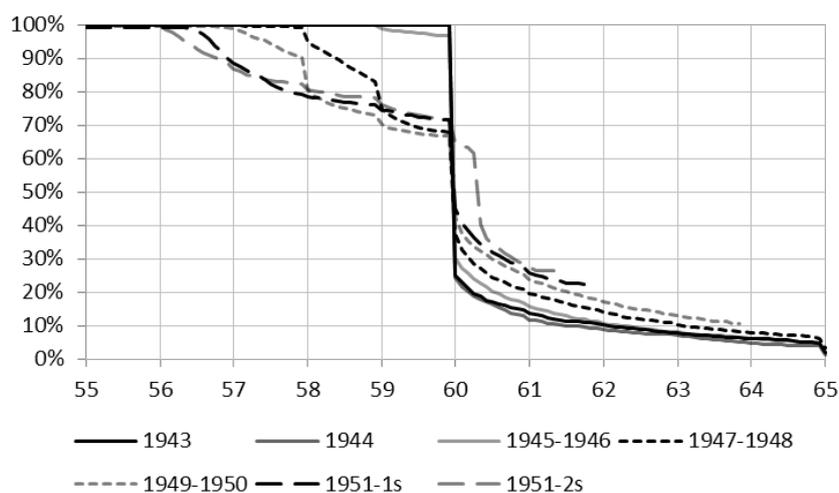
Graphique 9.4 – ensemble FPH 55-65 ans



Graphique 9.5 – FPH femmes 55-65 ans



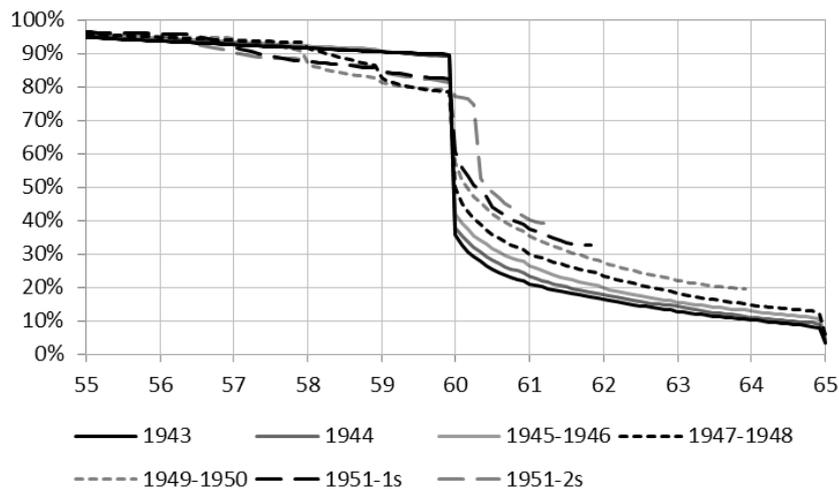
Graphique 9.6 – FPH hommes 55-65 ans



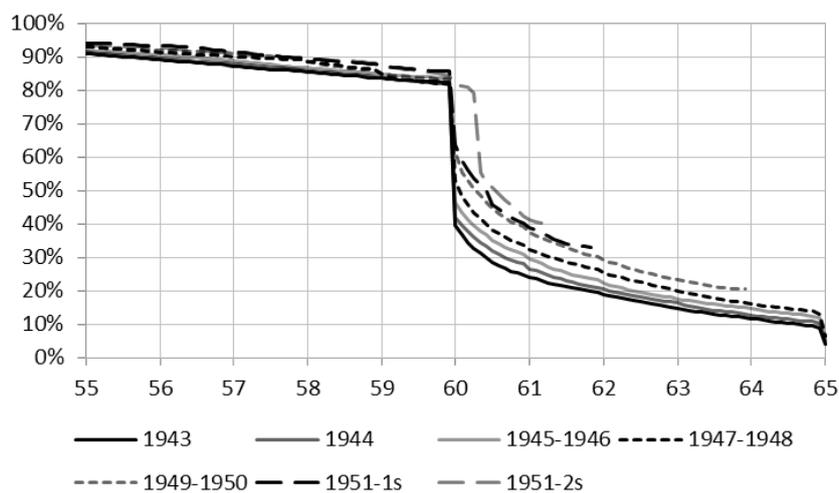
Sources : calculés par les auteurs à partir de données issues des bases annuelles de la CNRACL.

Fonctionnaires territoriaux affiliés à la CNRACL (FPT)

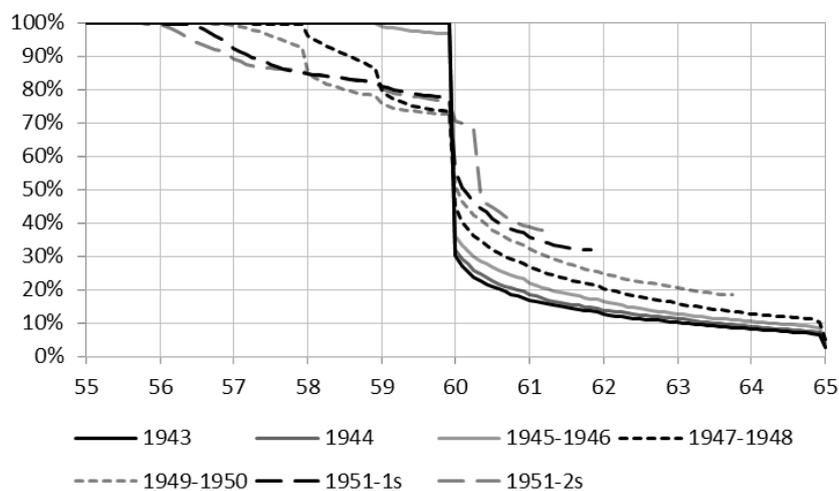
Graphique 9.7 – ensemble FPT 55-65 ans



Graphique 9.8 – FPT femmes 55-65 ans



Graphique 9.9 – FPT hommes 55-65 ans



Sources : calculés par les auteurs à partir de données issues des bases annuelles de la CNRACL.

En s'appuyant sur les fonctions de survie estimées, il est néanmoins possible d'obtenir une mesure globale de l'âge moyen de départ pour chaque génération partiellement retraitée. Pour cela, nous supposons que les individus d'une génération qui n'ont pas encore liquidé leur pension suivent la courbe de survie de la génération qui les précède, et ainsi de suite, afin de reconstituer des courbes de survies complètes. De plus, afin de simplifier les calculs, l'hypothèse est faite que l'ensemble des individus partent au plus tard à 66 ans et demi, y compris en corrigeant les générations 1943 à 1945. Ces estimations sont basées sur les courbes de survies de l'ensemble de la population étudiée (fonctions publiques hospitalière et territoriale mélangées) et sans distinction de genre. Les âges estimés sont donnés dans le tableau 12.

Tableau 12 – Estimation d'âges moyens de départ par génération sur la base des courbes de survie de l'ensemble de la population

Génération	Age effectif	Age estimé
1943	60,18	60,13
1944	60,26	60,21
1945	60,33	60,33
1946	60,28	60,36
1947	60,15	60,36
1948	59,62	60,31
1949	59,46	60,42
1950	59,20	59,65

Ainsi, la limite d'âge de 66 ans et 6 mois n'introduit pas de modification sensible de l'âge moyen pour les générations complètement parties à la retraite (les générations 1943 et 1944). Dans cette approche, il semblerait que l'effet de la réforme de 2003 conduise globalement à une très légère augmentation de l'âge moyen de départ à l'exception de la génération née en 1950 pour laquelle le dispositif carrière longue semble l'emporter, cette génération bénéficiant plus largement de l'arrivée à quasi-maturité du dispositif. Néanmoins, cette approche sous-estime l'allongement de carrière pouvant réellement se produire d'une génération à la suivante, dans la mesure où les fonctions de survie des générations précédentes sont utilisées pour estimer les départs en retraite des individus encore en activité.

4.2.6. Quelles différences entre générations selon la fonction publique et le genre ?

Par ailleurs, il semble pertinent de vérifier si les courbes de survie sont significativement différentes d'une génération à la suivante, soit par une déformation plutôt sur la gauche (augmentation des départs anticipés) soit par une déformation plutôt sur la droite (allongement de la durée d'activité requise pour le taux plein). Pour cela, nous utilisons les tests de LogRank et de Wilcoxon-Gehan (le tableau 4.2 de l'annexe 4 rapporte les différences significatives entre les générations successives).

Ainsi, il semblerait que les taux de survie par âge suivent des seuils par groupes de générations, que ce soit par le bas, avec l'évolution de la proportion des départs anticipés, ou par le haut, avec l'évolution de la proportion des personnes qui allongent leur durée d'activité. Pour les générations étudiées, l'augmentation de la durée requise de deux trimestres par année de naissance de la génération 1943 à la génération 1948, puis d'un trimestre par année de naissance pour les générations suivantes, ainsi que les effets de la décote et de la surcote, participent peut-être à expliquer ces seuils. Ainsi, les courbes de

survie entre les générations 1943 et 1944, 1944 et 1945, 1948 et 1949 et, davantage pour les femmes, entre la génération 1946 et 1947, et 1950 et le 1^{er} semestre 1951, peuvent être considérées comme différentes. A l'inverse, les courbes des générations 1945 et 1946, 1947 et 1948, ainsi que 1949 et 1950 pour la FPH, ne sont pas significativement différentes.

On constate de plus une différence très significative de l'effet de la réforme de 2010 entre les courbes de survie des générations nées au premier semestre et au second semestre 2011, toutes les deux étant soumises à la même augmentation de durée requise pour bénéficier du taux plein.

Par conséquent, l'absence de différence entre les générations 1945 et 1946, 1947 et 1948, ainsi que 1949 et 1950 dans la fonction publique hospitalière, nous a conduit à regrouper ces générations dans les graphiques des courbes de survie.

En outre, une comparaison des tests de LogRank et de Wincoxon-Gehan peut être instructive sur la partie de la courbe de survie entre deux générations qui marque une plus grande différence. En effet, le test de LogRank accorde une pondération unitaire identique aux écarts de taux de survie à chaque période alors que le test de Wincoxon-Gehan accorde un poids plus important aux écarts sur la partie gauche des courbes portant sur les départs plus précoces.

Ainsi, la comparaison des deux estimateurs pour les courbes de survie des hommes des générations 1946 et 1947 tendrait à indiquer une différence surtout marquée par les évolutions des départs précoces. Ceci correspond à la hausse de la proportion des départs pour carrière longue : dans la fonction publique hospitalière, les départs carrière longue représentent 4,6 % des départs des hommes de la génération 1946 et 29 % des départs pour la génération 1947 ; dans la fonction publique territoriale ces proportions sont respectivement de 4,8 % et 24,4 %. Pour les femmes de ces deux générations, les résultats sont plus contrastés : si les courbes sont significativement différentes, dans la fonction publique hospitalière, ce serait davantage une modification des départs aux âges plus avancés qui marquerait la différence, alors que dans la fonction publique territoriale, ce serait plutôt une modification des taux de survie à des âges plus jeunes.

Concernant la différence des taux de survie entre la génération 1950 et 1951, pour les femmes et hommes dans la fonction publique hospitalière et les femmes dans la fonction publique territoriale, il s'agirait plutôt de différences sur l'ensemble des âges, donc, par comparaison, plutôt aux âges plus avancés. Pour les hommes dans la FPT, les taux de survie sur l'ensemble des âges ne semblent pas différents, alors que sur la partie plus à gauche des courbes, la différence serait significative. En effet, la part des départs précoces carrière longue passe de 25,4 % à 21,9 %.

Finalement, les effets de la première étape de la réforme de 2010 semblent relativement clairs avec un déplacement vers la droite de la courbe de survie entre les personnes nées au premier semestre 1951 et celle nées au second semestre 1951 (23,5 % des départs au cours du premier mois des 60 ans pour les individus nés au 1^{er} semestre contre 23 % des départs au cours du 5^e mois des 60 ans pour ceux nés au second semestre). Par contre, les effets de la réforme de 2003 apparaissent plus ambigus, en générant deux évolutions de comportements opposés, celle de l'anticipation du départ et celle du recul de l'âge de la retraite. D'un côté, la montée en charge du dispositif carrières longues a conduit à une augmentation des départs précoces, réduisant, au fil des générations, la probabilité d'être encore en activité juste avant d'atteindre l'âge légal : 89,5 % pour l'ensemble de la génération 1943 contre 81,4 % pour

l'ensemble des personnes nées au premier semestre 1951 et 73,4 % pour l'ensemble des personnes nées au second semestre 1951. De l'autre, l'augmentation du nombre de trimestres taux plein ainsi que les évolutions du calcul de la pension introduites par la réforme 2003, ont conduit à une augmentation de la probabilité d'être encore en activité à 60 ans et 11 mois : 20,4 % de la génération 1943 contre 36,9 % pour les personnes nées au premier semestre 1951 et 38,8 % pour celle nées au second semestre 1951.

Par conséquent, l'impact global sur l'âge moyen de départ en retraite de chaque génération reste incertain, avec cependant une probabilité de rester en activité plus tardivement qui tendrait à augmenter. Ainsi, pour examiner plus avant l'évolution de cet âge moyen, l'étude est prolongée par une approche semi-paramétrique des modèles de durée. En introduisant des variables explicatives dans les mesures de probabilité de départ en retraite, nous cherchons à identifier l'impact de l'année de naissance sur l'ensemble des probabilités de départ. Cette approche permet de tenir compte de possibles effets de composition liés à l'hétérogénéité entre les fonctions publiques, les cadres d'emplois, le genre, ou les durées de service dans la fonction publique hospitalière et territoriale, sur l'évolution des âges de départ par génération.

4.3. L'analyse semi-paramétrique de la probabilité de partir en retraite aux différents âges selon les générations

L'approche semi-paramétrique permet de dégager une mesure globale de l'impact des deux effets opposés produits par la réforme 2003 sur l'évolution des âges de départ en retraite par génération : l'augmentation de la proportion des départs anticipés et la hausse de l'âge de départ due à l'allongement de cotisation requise pour une part croissante de la population. Elle permet de tenir compte des effets spécifiques de caractéristiques individuelles ou collectives sur le risque global de survenance des départs sur l'ensemble des âges. Ainsi, il est possible d'estimer plus précisément l'influence de l'année de naissance en contrôlant par un ensemble de variables explicatives. Cette analyse complémentaire devrait permettre d'apprécier si, globalement, la progression de la probabilité de rester en emploi d'une génération à l'autre est bien l'effet qui domine.

La régression de Cox utilisée permet de déterminer la façon dont évolue la probabilité de partir en retraite, en fonction de caractéristiques individuelles, dont celle de la génération. Le « risque » expliqué est celui de la survenance du départ en retraite. Ainsi une baisse du risque de survenance du départ pour une génération donnée équivaut à une hausse de la probabilité d'être encore en activité à un âge donné.

Plusieurs spécifications ont été testées³⁷ et pour chacune, deux régressions ont été effectuées, la première sur les générations 1943 à juin 1951 et la seconde sur les deux semestres de la génération 1951. En effet, dans ce type de modélisation, le risque de base de survenance de l'événement est commun à tous les individus pris en compte, celui-ci étant modifié de façon proportionnelle selon les caractéristiques individuelles spécifiées. Pour la génération 1951, l'âge d'ouverture des droits n'est pas le même pour les personnes nées au premier et au second semestre, passant de 60 ans à 60 ans et 4 mois. Par conséquent, une première régression de base (tableau 13) porte sur l'ensemble des individus nés entre janvier 1943 et juin 1951, avec les générations 1943 à 1945 comme situation de référence (car elles ne sont pas ou quasiment pas

³⁷ L'introduction d'une variable visant à capter l'effet que pourrait avoir les départs au motif de parent de trois enfants sur l'évolution de l'âge de départ en retraite par année de naissance ne modifie pas les résultats, la proportion des départs dans ce motif étant relativement constante sur l'ensemble des générations étudiées.

touchées par les départs pour carrière longue). La seconde régression compare les individus nés au premier semestre 1951 et ceux nés au second semestre. Toutefois, les résultats de la cette seconde régression de base sont justes commentés mais pas reproduits.

La première colonne du tableau 13 présente les taux de risque, et la dernière, l'effet sur le risque global (ou l'effet sur la probabilité d'être encore en activité à un âge donné) de la variation d'une unité la variable explicative si celle-ci est continue, ou lorsqu'elle prend la valeur 1 si celle-ci est dichotomique.

Ainsi, la probabilité d'être encore en activité³⁸, à âge donné, est globalement plus faible :

- pour les hommes par rapport aux femmes autour de 15 % : une proportion supérieure de femmes tendrait à partir en retraite à un âge plus élevé que les hommes ;
- pour les fonctionnaires hospitaliers par rapport aux fonctionnaires territoriaux de presque 29 % ;
- pour les fonctionnaires de catégorie hiérarchique B de 43 % et de catégorie hiérarchique C de 70 % par rapport aux fonctionnaires de catégorie A : en d'autres termes, les fonctionnaires de catégorie hiérarchique A tendent, dans l'ensemble, à partir à un âge relativement plus élevé que les fonctionnaires de catégorie B et C.

Le passage à temps partiel au cours de la carrière est utilisé comme variable de contrôle des durées validées. Il convient donc de rester prudent quant à l'importance de l'effet d'un passage à temps partiel qui tendrait à réduire la probabilité de continuation par rapport aux personnes qui sont restées à temps plein.

Concernant l'évolution de l'âge de départ en retraite par année de naissance, dans l'ensemble, celui-ci tendrait à s'accroître de génération en génération dès la génération née en 1946, et de façon plus prononcée à partir de la génération 1949. Cela signifie que, toutes choses égales par ailleurs, le recul de l'âge de départ en retraite domine globalement l'anticipation de départs générée par la mise en place de la retraite pour carrière longue. Par rapport aux générations de référence (1943 à 1945), la probabilité d'être encore en activité à un âge donné augmente de 5,4 % pour la génération 1946, de 17 % pour la génération 1949, de 20 % pour la génération 1950 et de 25 % pour les personnes nées au premier semestre 1951. La hausse de la probabilité d'être encore en activité entre deux générations successives est comprise entre 2 et 5 %, sauf entre les générations 1948 et 1949 où elle dépasse 8 %.

Pour la génération 1951³⁹, une première estimation donne un écart de 18 % entre les affiliés nés au premier et au second semestre. Celui-ci est probablement la conséquence mécanique de l'augmentation de l'âge légal de 4 mois introduit par la réforme de 2010. Ce coefficient est juste évoqué ici pour fournir une première approximation de l'effet du décalage d'âge de départ induit par la réforme de 2010. Cependant, ce résultat reste à confirmer lorsqu'une part plus conséquente de la génération aura effectivement pris sa retraite.

³⁸ La fonction de risque globale se décompose en deux parties : un risque de base commun à tous les groupes d'individus et un risque fonction des variables explicatives. Les effets des variables explicatives sur la « probabilité » de départ à chaque âge sont donnés dans la colonne 3^e colonne de chaque régression (« effet sur le risque »). Ainsi, lorsque la valeur attachée à la variable explicative est négative, la probabilité d'être encore en activité augmente avec la hausse de la variable explicative, alors que lorsque cette valeur est positive, le « risque » de départ est accru. Le fait d'être une femme par rapport à un homme tend donc à augmenter la probabilité d'être encore en activité d'environ 15 %, toutes choses égales par ailleurs.

³⁹ Les départs en retraite étant sujets à des saisonnalités, il se peut que des personnes nées au 2nd semestre 1951 aient reporté différemment leur date de liquidation des personnes nées au 1^{er} semestre, en conduisant certaines à encore être en activité. En effet, 37 % des affiliés nés au 2nd semestre 1951 sont encore en activité au 31 décembre 2012.

Tableau 13 - Effets des variables explicatives sur le risque de survenance du départ en retraite (régression de Cox) (Y = âge de départ en variable mensuelle)

	Ratio de risque	(Std. Err.)	Effet sur le risque
Année de naissance (référence=1943 à 1945)			
1946	0,946***	(0,0073)	-5,4%
1947	0,933***	(0,0072)	-6,7%
1948	0,913***	(0,0074)	-8,7%
1949	0,829***	(0,0074)	-17,1%
1950	0,801***	(0,0074)	-19,9%
1951-1er semestre	0,748***	(0,0096)	-25,2%
Femmes (homme comme référence)	0,844***	(0,0054)	-15,6%
Catégorie hiérarchique (référence=catégorie A)			
catégorie B	1,427***	(0,0084)	42,7%
catégorie C	1,699***	(0,0077)	69,9%
Fonction publique (FPT comme référence)			
FPH	1,288***	(0,0087)	28,8%
Filière (référence=administrative)			
FPH2 - Ouvrière et technique	1,173***	(0,0108)	17,3%
FPH3 - Personnels éducatifs et sociaux	0,928***	(0,0226)	-7,2%
FPH4 - Soins, médicotechnique et rééducation	0,814***	(0,0157)	-18,6%
FPT2 – Animation	0,662***	(0,0388)	-33,8%
FPT3 – Culturelle	0,611***	(0,0154)	-38,9%
FPT4 – Médicotechnique	0,875		-
FPT5 - Police municipale	1,520***	(0,0436)	52,0%
FPT6 – Santé	1,171***	(0,0129)	17,1%
FPT7 – Sociale	1,152***	(0,0087)	15,2%
FPT8 – Sportive	1,069***	(0,0240)	6,9%
FPT9 – Technique	1,049***	(0,0065)	4,9%
Passage à temps partiel au cours de la carrière	1,303***	(0,0051)	30,3%
Durée cotisée en quartiles (référence=dernier quartile)			
1er quartile	0,749***	(0,0070)	-25,1%
2e quartile	1,105***	(0,0065)	10,5%
3e quartile	1,144***	(0,0062)	14,4%
Nombre d'observations		242450	

* significatif au seuil de 10 % ; ** 5 % ; *** 1 % ; sinon la variable est considérée comme non significative.

Notes : la régression présente les résultats du risque global de survenance du départ en retraite pour les générations nées entre 1943 et juin 1951 (la régression centrée sur la génération 1951 avec le décalage de l'âge légal pour les personnes nées à partir du 1^{er} juillet n'est pas reproduite). Les durées cotisées sont prises en quartiles.

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et juin 1951.

Lecture : les effets des variables explicatives sur la « probabilité cumulée » de départ à chaque âge (de combien la fonction de risque va être modifiée selon le niveau de la variable explicative) sont donnés dans la 3^e colonne (« effet sur le risque »). Ainsi, lorsque la valeur attachée à la variable explicative est négative, la probabilité d'être encore en activité à âge donné augmente avec l'augmentation de la variable explicative, alors que lorsque cette valeur est positive, la probabilité d'être encore en activité se réduit. Par exemple, le fait d'être une femme par rapport à un homme tend à réduire le risque que le départ en retraite survienne à un âge donné de 15 %, toutes choses égales par ailleurs.

Par conséquent, la réforme de 2003 semble conduire à une augmentation significative de l'âge moyen de départ en retraite de l'ensemble des fonctionnaires hospitaliers et territoriaux sédentaires au fil des générations qui sera prolongé de façon plus mécanique avec la réforme 2010. Les résultats présentés montrent que le comportement de recul de l'âge de départ en retraite induit par l'augmentation du nombre de trimestres nécessaires pour bénéficier d'une retraite à taux plein et par les modifications du mode de calcul de la pension, domine le comportement d'anticipation du départ à la retraite au sein des générations. Quant à la première étape de la montée en charge du recul de l'âge légal du départ en retraite de la réforme de 2010, elle se caractérise par une augmentation sensible de l'âge moyen de départ déjà constaté avec les courbes de survie. Il convient toutefois de

rester prudent sur le niveau des effets, le nombre d'affiliés encore en activité restant élevé au sein de la génération 1951.

5. Conclusion

Il s'agit à notre connaissance de la première étude sur l'impact de la réforme de 2003 et du début de la montée en charge de celle de 2010 sur l'évolution des âges de départ par génération portant sur la fonction publique. Si ces réformes ont eu pour objectif de repousser l'âge de liquidation, soit par l'allongement de la durée de cotisation requise et par l'introduction d'une décote et d'une surcote, soit par l'augmentation de l'âge légal, elles ont également permis une augmentation des départs anticipés. L'objectif de ce travail est donc d'étudier leur impact sur l'évolution des âges de départ appliqué aux fonctionnaires hospitaliers et territoriaux sédentaires affiliés à la Caisse nationale de retraite des agents des collectivités locales (CNRACL) nés entre 1943 et 1951.

Pour cela, ce travail s'appuie sur la méthodologie des modèles de durée qui permet d'estimer des probabilités de départ en retraite versus le maintien en activité à chaque âge et par génération. Ces méthodologies sont complétées par un focus sur l'évolution de la probabilité de départ avant l'âge légal afin de mesurer l'évolution de la part des départs anticipés suivant les générations.

Ainsi, la réforme de 2003 a conduit à une baisse de la proportion des départs à 60 ans. Alors que 56 % des départs de la génération 1943 se sont produits lors du premier mois des 60 ans, ils ne concernent que 23 % de ceux de la génération 1950 ou des affiliés nés au premier trimestre 1951.

D'un côté, le développement du dispositif carrières longues à partir de la génération 1946 (les départs de parents de 3 enfants sont restés stables), a entraîné une augmentation de la proportion des départs avant l'âge légal. 10 % des fonctionnaires hospitaliers et territoriaux sédentaires nés en 1943 sont partis avant d'atteindre l'âge de 60 ans, alors que cette proportion passe à 22 % pour la génération 1947-1948 pour se stabiliser autour de 20 % pour la génération 1951 (premier et second semestre).

Un focus sur l'évolution des départs anticipés met en évidence, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de la probabilité de départ avant 60 ans à partir de la génération 1946 jusqu'à la génération 1948 pour se réduire légèrement pour les générations suivantes avant d'augmenter de nouveau pour les personnes nées au second semestre 1951. Ainsi, le fait d'être né en 1948 accroît la probabilité de départ anticipé de 15 points de pourcentage par rapport aux générations de référence qui ne sont pas concernées par le dispositif carrière longue (générations 1943 à 1945), de 10 points de pourcentage pour les personnes nées au premier semestre 1951 et de 17 points de pourcentage pour les personnes nées au second semestre 1951.

De l'autre côté de l'âge légal, la hausse du nombre de trimestres pour bénéficier d'une retraite à taux plein et les évolutions du mode de calcul des droits (introduction d'une décote et d'une surcote) se sont traduites par une augmentation de la proportion de personnes en activité à des âges plus élevés. 20 % des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires de la génération 1943 étaient encore en activité au moment d'atteindre 61 ans, contre 29 % pour la génération 1947-1948 et 37 % des personnes nées au 1^{er} semestre 1951.

Dans l'ensemble, malgré l'augmentation de la proportion des départs anticipés, les âges de départ semblent globalement s'élever de génération en génération et l'âge moyen de départ tendrait à s'accroître. Ainsi, la probabilité d'être encore en activité, à un âge donné, augmente de 5,4 % pour la génération 1946, de 17 % pour la génération 1949 et de 20 % pour la génération 1950, par rapport à celles des générations 1943 à 1945.

Quant à la première phase de montée en charge de la réforme de 2010, elle entraîne un déplacement assez mécanique de la courbe de survie de 4 mois entre les deux semestres de la génération 1951. A âge donné, la probabilité que les fonctionnaires nés au second semestre soient encore en activité augmente de presque 18 % par rapport à ceux nés au premier semestre. Cependant, ce résultat reste à confirmer lorsqu'une part plus conséquente de la génération aura effectivement pris sa retraite.

La méthodologie des courbes de survie développée dans ce travail met donc en évidence qu'une proportion importante de fonctionnaires hospitaliers et territoriaux sédentaires tend à reculer l'âge de départ comme conséquence des modifications législatives. Cependant, cette méthodologie ne permet pas de déterminer quelles sont les dispositions des réformes qui ont incité à ces modifications. En d'autres termes, l'approche développée ne permet pas de savoir si c'est l'augmentation du nombre de trimestres nécessaires pour le taux plein ou si ce sont les modifications des règles de calcul des droits avec introduction d'une décote et d'une surcote, donc le montant attendu de la pension, qui ont conduit à ces évolutions de comportement de départ, les deux ayant un effet a priori combiné.

De plus, il convient de rester prudent quant à l'ampleur des effets. Les résultats présentés dans ce travail constituent une première évaluation de l'impact des réformes sur l'évolution des âges de départs. Une approche dans le cadre d'un modèle de durée élargi intégrant des variables dépendantes du temps et des variables de durées de cotisation affinées permettra d'apporter plus de précision sur les évolutions séparées des effets induits par les réformes.

Un premier prolongement de cette étude pourra porter sur des mesures d'élasticité de l'augmentation de l'âge de départ en fonction de la hausse du nombre de trimestres requis. Par ailleurs, un travail à partir de données d'enquête sur les évolutions des comportements de départ sera susceptible d'apporter des éléments de réponse quant aux facteurs explicatifs de ces évolutions. Ceci constitue un deuxième axe de prolongement.

Par ailleurs, les résultats présentés dans cette étude concernent la population des fonctionnaires hospitaliers et territoriaux nés entre 1943 et 1951 sédentaires. A ce titre, ils ne tiennent pas compte des comportements des fonctionnaires en catégorie active et insalubre. Un troisième axe de prolongement pourrait se focaliser sur l'évolution des âges de la retraite de ces fonctionnaires, les départs dans ces dispositifs constituant en quelque sorte des départs anticipés pour des emplois spécifiques. La question se pose également de savoir à quel rythme l'âge moyen de départ continuera d'augmenter. En effet, il conviendra de poursuivre l'étude des départs anticipés pour carrière longue, dont la proportion devrait, d'un côté, diminuer sous l'effet de l'allongement de la durée des études et l'augmentation de l'âge d'entrée dans la vie active, mais, de l'autre, augmenter sous l'effet de l'extension du dispositif dite « mesure Hollande ». Ce suivi constitue un quatrième axe de recherche.

Enfin, les conclusions relatives à l'impact de la réforme de 2010 ne portent que sur la première étape de sa montée en charge, avec l'allongement de 4 mois pour les personnes nées au second semestre 1951. Un cinquième axe de travail sera la poursuite de l'étude de la montée en charge et son impact sur l'évolution des âges de départ des générations nées après 1951.

Bibliographie

- Aalen, O. (1978), Nonparametric Inference for a Family of Counting Processes, *The Annals of Statistics*, Vol. 6, n°4, pp. 701-726.
- Albert, C., N. Grave et J.-B. Oliveau (2008), Surcote : les raisons d'un échec relatif, *Retraite et Société*, n°54, pp. 34-63, juin.
- Allison, P. (1995), *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*, décembre, SAS Institute.
- Aranki, T. et C. Macchiarelli (2013), Employment Duration and Shifts into Retirement in the EU, *LSE-Europe in Question Discussion Paper Series*, n°58/2013, février.
- Aubert, P. (2009), « Allongement de la durée requise pour le taux plein et âge de départ en retraite des salariés du secteur privé. Une évaluation de l'impact de la réforme de 1993 », *INSEE – Série de documents de travail du CREST*, n°2009-21.
- Bachelet, M., M. Beffy et D. Blanchet (2011), « Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles », *Document de travail INSEE*, G2011/08.
- Baraton, M., M. Beffy et D. Fougère (2011), Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite Le cas des enseignants du second degré public, *Economie et statistique*, n°441-442.
- Blanchet, B. et R. Mahieu (2001) : « Une analyse micro-économétrique des comportements de retrait d'activité », *Revue d'économie politique*.
- Börsch-Supan, A. (1998), Incentive Effects of the Social Security on Labor Force Participation: Evidence in Germany and across Europe, *NBER*, WP6780.
- Börsch-Supan, A. (1999), Incentive Effects of Social Security Under an Uncertain Disability Option, *NBER*, WP7339.
- Börsch-Supan, A., R. Schnabel, S. Kohnz et G. Mastrobuoni (2004), "Micro-Modeling of Retirement Decisions Choices in Germany", in J. Gruber and D. Wise (eds.), *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*, NBER Chapters, Chicago, 285-344.
- Bozio, A. (2006), *Réforme des retraites : estimations sur données françaises*, Thèse de doctorat, soutenue le 13 décembre 2006, EHESS, Paris.
- Bozio, A. (2007), Une évaluation de la réforme française de 1993, in F. Legros (eds.), *Les retraites, Libres opinions d'experts européens*, Economica, Paris, 49-56.
- Bozio A. (2008), "How Elastic is the Response of the Retirement-Age Labor Supply?", in Fenge R., de Menil G. et Pestieau P. (eds.), *Pension strategies in Europe and the United States*, MIT Press, 37-85.
- Bozio, A. (2011), La réforme des retraites de 1993 : l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance, *Economie et statistique*, n°441-442, pp. 39-53.
- Box-Steffensmeier, J. et B. Jones (2004), *Timing and Political Change: Event History Modeling in Political Science*, Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Breslow, A. (1970), "Thickness, Cross-Sectional Areas and Depth of Invasion in the Prognosis of Cutaneous Melanoma", *Annals of Surgery*, 172 (5), pp. 902-908.

- Bridenne, I. et L. Gautier (2012), De l'incidence des réformes sur les départs à la retraite de la CNRACL, *Questions retraite et solidarité – les études*, n°1, décembre.
- Cantor, A. (2003), *SAS Survival Analysis Techniques for Medical Research*, janvier, SAS Institute.
- Cleves, M., R. G. Gutierrez, W. Gould et Y. V. Marchenko (2010), *An Introduction to Survival Analysis using Stata*, Stata Press, Texas, US.
- CNRACL (2013), *Recueil statistique 2012, évolution des populations*, Caisse des Dépôts, Établissement de Bordeaux, 84 pages.
- Colletaz, G. (2004), L'approche semi-paramétrique : le modèle de Cox, Document de travail provisoire,
http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/GC/sources/Survie%20semi_parametrique.pdf.
- Colletaz, G. (2012), *Modèles de survie. Notes de Cours, document de travail*, Novembre,
http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/GC/sources/Survie_Sas.pdf.
- Cox, D. R. (1972), Regression Models and Life Tables, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, Vol. 34 (2), pp. 187-220.
- Cox, D. R. (1975), Partial likelihood, *Biometrika*, Vol. 62(2), pp. 269–76.
- Gehan, E. A. (1965), A generalized Wilcoxon test for comparing arbitrarily singly-censored samples, *Biometrika*, Vol. 52 (1-2), pp. 203-23.
- Kaplan, E. L. et P. Meier (1958), Nonparametric estimation from incomplete observations, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 53 (282), juin, pp. 457-81.
- Lancaster, T. (1992), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, juin.
- Magnac, T., B. Rapoport et M. Roger (2006), Fins de carrière et départs à la retraite : l'apport des modèles de durée, *Dossiers solidarité et santé*, Perspectives et comportements en matière de retraite, DREES, n°3, juillet-septembre, pp. 101-17.
- Mantel, N. (1966), Evaluation of survival data and two new rank order statistics arising in its consideration, *Cancer Chemotherapy Reports*, Vol. 50, pp. 163-79.
- Mantel, N. et W. Haenszel (1959), Statistical aspects of the analysis of data from the retrospective analysis of disease, *Journal of the National Cancer Institute*, Vol. 22, pp. 719-48.
- Nelson, W. (1972), Theory and applications of hazard plotting for censored failure data, *Technometrics*, Vol. 14, pp. 945-65.
- Peto, R. et J. Peto (1972), Asymptotically efficient rank invariant test procedures, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, Vol. 135, pp. 185-206.
- Saint Pierre, P. (2013), *Introduction à l'analyse des durées de survie*, document de travail, Février, http://www.lsta.upmc.fr/psp/Cours_Survie_1.pdf.
- Samwick, A. (1998), New Evidence on Pensions, Social Security and the Timing of Retirement, *Journal of Public Economics*, Vol. 70, pp. 207-38.
- Stock, J. et Wise, D. A. (1990), "Pension, the option value of work and retirement", *Econometrica*, Vol. 58 (5), pp. 1151-80.
- Walraet, E. (2009), « Comportements de départ à la retraite et niveaux de pension dans la fonction publique d'Etat depuis la réforme de 2003 », *Retraite et société*, Vol. 57 (1), p. 99-127.

Annexe 1 – Description des données

Tableau 1.1 – Construction des variables utilisées

Variable	Type d'information et traitement
Genre	Homme ou femme
Famille fonction publique	Fonction publique employeur : FPH ou FPT
Droit	Pension de droit direct
Type de risque	Pension vieillesse ou pension d'invalidité
Motif de départ	Carrière longue, parent 3 enfants, fonctionnaire handicapé, autres raisons familiales, départ normal
Date de naissance	Jour moi et année de naissance entre l'année 1943 et 1951
Date de jouissance	Date à partir de laquelle la pension est versée, utilisée pour la date de départ en retraite - vide pour les non retraités
Age à la liquidation	Age calculé en mois pour mesurer l'effet de la réforme de 2010 sur la génération née au 2 nd semestre 1951 - Pour les personnes encore en activité : âge au 31 décembre 2012
Durée de service constituée - catégorie sédentaire	Durée cotisée à la CNRACL. Pour les retraités : information provenant des éléments de liquidation ; pour les actifs : information tirée des déclarations annuelles (DADS)
Durée de service constituée - catégorie active et insalubre	Durée cotisée à la CNRACL. Pour les retraités : information provenant des éléments de liquidation ; pour les actifs : information tirée des déclarations annuelles (DADS)
Durée totale de service constituée	Somme des variables précédentes
Durée de service liquidée - catégorie sédentaire	Durée liquidée à la CNRACL. Même information que pour la durée constituée mais au prorata de la quotité de temps de travail
Durée de service liquidée - catégorie active et insalubre	Durée cotisée à la CNRACL. Même information que pour la durée constituée mais proratisée du temps de travail
Durée totale de service liquidée	Somme des variables précédentes
Passage à temps partiel	=1 si durée liquidée < durée constituée
Libellé filière fonction publique	Pour les retraités : information provenant des éléments de liquidation issus des déclarations employeurs - correspond au dernier emploi occupé au moment du départ ; pour les actifs : information tirée des déclarations annuelles employeurs (DADS) - le dernier emploi occupé est retenu hormis pour des déclarations vides de fonctionnaires qui ne sont pas en position statutaire d'activité, dans ce cas, l'information utilisée est celle de la dernière situation de position d'activité sans condition. Des filières et cadres d'emplois peuvent correspondre à des situations anciennes pour des retraités et des classifications dans des corps en extinction ou éteints. Des retraitements ont été effectués pour rendre les classifications homogènes sur la base des nomenclatures des emplois de la fonction publique hospitalière (NEH) et territoriale (NET) du 31 décembre 2012 à l'exception de certains reclassements récents (infirmières de soins généraux, NES B) afin d'éviter de trop déplacer les retraités plus anciens dans des catégories trop éloignées de leur situation de départ.
Catégorie hiérarchique	Catégorie A, B ou C ; sur la base des retraitements de la filière et du cadre d'emplois (voir donnée sur la filière)
Libellé cadre d'emplois-corps	Pour les retraités : information provenant des éléments de liquidation issus des déclarations employeurs ; pour les actifs : information tirée des déclarations annuelles employeurs (DADS). Les retraitements correspondent à ceux décrits pour la filière.
Variable de censure	=1 si l'individu est retraité (départ observé) sinon 0 (départ inobservé)

Tableau 1.2 – Départs en invalidité et en retraite par année de naissance (générations 1943 à 1951)

	Année de naissance									Total
	1943	1944	1945	1946	1947	1948	1949	1950	1951	
Vieillesse	28 476	29 985	32 159	45 275	48 759	48 432	49 127	49 524	45 643	377 380
Invalidité	2 883	3 016	3 392	4 581	5 118	5 136	5 362	5 480	5 160	40 128
Total	31 359	33 001	35 551	49 856	53 877	53 568	54 489	55 004	50 803	417 508
% de départs en invalidité	9,19%	9,14%	9,54%	9,19%	9,50%	9,59%	9,84%	9,96%	10,16%	9,61%

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers retraités de la CNRACL nés entre 1943 et 1951.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Annexe 2 – Identification des personnes en catégorie active ou insalubre

Traditionnellement, l'identification des fonctionnaires ayant appartenu à la catégorie active ou insalubre se fait selon trois approches qui ne recouvrent pas des périmètres exactement identiques. La première repose sur l'utilisation du motif de départ. Ici, sont considérés comme en catégorie active ou insalubre les fonctionnaires qui sont partis à la retraite dans le dispositif permettant ce départ. Ils représentent 26 % de l'ensemble des départs en retraite des pensionnés nés entre 1943 et 1951 (tableau 2.1).

Tableau 2.1 – Répartition des départs en retraite des générations 1943-1951 par motif

	Nombres	% motif
Normal	194 615	51,57
Active	97 693	25,89
Parent de 3 enfants	57 149	15,14
Carrière longue	25 479	6,75
Autres raisons familiales	730	0,19
Insalubre	583	0,15
Fonctionnaire handicapé	464	0,12
Non renseigné	667	0,18
Total	377 380	100

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers de catégories sédentaire, active et insalubre affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et 1951.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Toutefois, cette approche est restrictive. D'une part, l'ensemble des fonctionnaires qui pourraient bénéficier de ce dispositif ne partent pas dans ce dispositif, certains partant après l'âge légal en départ « normal » ou dans d'autres dispositifs de départ anticipé, notamment parents de trois enfants. Il convient donc d'identifier l'ensemble des personnes pouvant bénéficier du dispositif catégorie active ou insalubre dans un sens plus large. Conserver dans la population étudiée les potentiels bénéficiaires de catégorie active ou insalubre partis dans d'autres motifs pourrait introduire des distorsions dans les mesures des âges de départ. D'autre part, cette approche ne permet pas de classer les affiliés encore en activité.

La deuxième approche consiste à considérer comme fonctionnaire en catégorie active ou insalubre tout fonctionnaire ayant travaillé dans un emploi listé comme tel. Toutefois, nous ne disposons que de l'information sur le dernier emploi occupé, notamment pour les retraités. Aussi, un fonctionnaire peut-il très bien être dans un emploi n'appartenant pas à la catégorie active ou insalubre et pourtant y avoir travaillé au cours de sa carrière, lui donnant le droit de partir dans ce dispositif. Ainsi, identifier des personnes en catégorie active ou insalubre sur la base des emplois de la fonction publique reviendrait à ne pas exclure des personnes qui peuvent bénéficier de ce dispositif et à exclure des personnes qui n'ont pas servi au moins 15 ans en catégorie active ou 10 ans en catégorie insalubre⁴⁰.

La troisième manière d'identifier les fonctionnaires appartenant à la catégorie active ou insalubre consiste à retenir ceux qui ont une durée de service d'au moins 15 ans dans la catégorie active et 10 ans dans la catégorie insalubre. Cette approche permet de sélectionner l'ensemble des fonctionnaires de catégorie active ou insalubre potentiels.

⁴⁰ Les durées de service de 10 et 15 ans pour bénéficier d'un départ en catégorie active ou insalubre sont en augmentation. Toutefois, les générations étudiées ne sont pas concernées par cette hausse.

Toutefois, cette approche seule ne permet qu'imparfaitement d'exclure les personnes encore en activité pour lesquelles nous ne disposerions que d'une information partielle sur leur carrière passée dans la fonction publique (relevé de carrière incomplet ou incorrectement rempli), cette information étant complétée au moment de la liquidation. De plus, dans les bases annuelles de flux antérieures à 2011, les durées constituées en catégorie active et en catégorie insalubre sont regroupées, ne permettant pas une distinction entre 15 ans de services en catégorie active et 10 ans de services en catégorie insalubre.

Par ailleurs, il s'agit également de repérer les personnes qui n'ont pas encore liquidé leur pension et qui auraient été susceptibles de bénéficier de ces dispositifs de retraite anticipée.

Par conséquent, afin d'identifier les personnes en catégorie active et insalubre, un repérage sur la base de trois indicateurs découlant de ces trois méthodes d'identification est préalablement développé. Ce repérage permettra ensuite de sélectionner les fonctionnaires hospitaliers et territoriaux retraités et encore en activité qui sont ou qui auraient pu être éligibles à un départ dans les dispositifs de la catégorie active ou insalubre.

Les trois indicateurs sont donc calculés pour chaque cadre d'emplois et dans chaque fonction publique, permettant d'identifier les cadres d'emplois et les personnels de catégorie active ou insalubre, ceux de catégorie sédentaire et ceux dans une situation intermédiaire.

L'indicateur 1 : identifie la proportion de personnes ayant cotisé au moins 15 ans en catégorie active ou insalubre d'un cadre d'emplois parmi l'ensemble des personnes de ce cadre d'emplois de fin de carrière.

$$Ind1_{c,l} = \frac{\sum_{i,c,l}^{DC_{i,B} \geq 15 \text{ ans}} i}{\sum_{i,c,l} i} \quad (2.1)$$

Où i désigne l'individu appartenant au cadre d'emplois (ou corps) c de la fonction publique l (hospitalière ou territoriale), DC la durée constituée en catégorie active ou insalubre B . Ainsi, i prend la valeur 1 si la personne a une durée de service d'au moins 15 ans en catégorie active ou insalubre, sinon 0. Le dénominateur compte l'ensemble des individus i appartenant au cadre d'emploi c de la fonction publique l en fin de carrière.

L'indicateur 2 : mesure la durée moyenne constituée en catégorie active et insalubre dans l'ensemble des durées constituées à la CNRACL dans un cadre d'emplois. Il s'agit de la moyenne des durées constituées en catégorie active ou insalubre sur les durées totales cotisées des personnes d'un même cadre d'emplois en fin de carrière.

$$Ind2_{c,l} = \frac{\sum_{i,c,l} \frac{DC_{B,i}}{DC_{tot,i}}}{\sum_{i,c,l} i} \quad (2.2)$$

où DC représente les durées constituée en catégorie active ou insalubre, B , et tot la durée constituée totale, des individus i appartenant au cadre d'emplois c de la fonction publique l .

L'indicateur 3 : mesure la proportion de départs dans le motif catégorie active ou dans le motif insalubre dans un cadre d'emplois, c'est-à-dire sur l'ensemble des départs de ce cadre d'emploi.

$$Ind3_{c,l} = \frac{\sum_{i,c,l}^{Départ=B} Départs_i}{\sum_{i,c,l} i} \quad (2.3)$$

où *Départ* représente les départs lorsqu'ils correspondent au motif catégorie active ou insalubre, *B*, prenant la valeur 1 lorsqu'il s'agit d'un départ dans ce motif, sinon 0.

Les individus dont l'information sur le motif de départ, les durées constituées ou le cadre d'emplois n'est pas correctement renseignée, ou difficilement reclassable dans les grilles indiciaires actuelles de la fonction publique hospitalière (NEH) et territoriale (NET), sont exclus de l'étude (soit 4,3 % de l'effectif initial)⁴¹. Nous disposons finalement d'une information complètement exploitable sur 361 141 individus, 169 506 fonctionnaires hospitaliers et 191 635 fonctionnaires territoriaux.

Par conséquent, la méthode d'identification des fonctionnaires qui ont pu ou auraient pu être éligibles à un départ en catégorie active ou insalubre utilisée dans ce travail repose sur trois critères complémentaires :

- d'abord les personnes qui ont servi au moins 15 années en catégorie active ou insalubre ;
- ensuite, comme la durée de service pour être éligible à la catégorie insalubre n'est que de 10 ans, le premier critère est complété par le motif de départ : ainsi, ce deuxième critère comptabilise en catégorie active ou insalubre, les personnes parties en retraite dans les motifs catégorie active et insalubre ;
- enfin, comme les durées de service pour les affiliés à la CNRACL qui n'ont pas encore liquidé ne sont pas forcément exhaustives, les personnes affectées dans des cadres d'emplois regroupant très majoritairement des emplois en catégorie active ou insalubre sont également sélectionnées ; ce critère de l'appartenance à un cadre d'emplois jugé comme étant de catégorie active ou insalubre est également appliqué aux pensionnés afin de ne pas introduire de différence entre les actifs et les retraités.

Il convient donc dans un premier temps d'identifier les cadres d'emplois qui peuvent être jugés comme étant en catégorie active ou insalubre. Pour cela, nous recourons à une sorte d'analyse de données en représentant graphiquement chaque cadre d'emplois dans deux dimensions pour les seuls retraités des générations 1943 à 1951 : en abscisse figure l'indicateur 3 sur la proportion des départs en catégorie active ou insalubre et en ordonnée les indicateurs 1 et 2, donnant respectivement la proportion des personnes ayant servi au moins 15 ans en catégorie active ou insalubre et les durées moyennes de service en catégorie active ou insalubre au cours de la carrière.

On peut s'attendre a priori à ce que les positionnements des cadres d'emplois se situent dans trois zones distinctes. D'abord, la zone des cadres d'emplois avec une forte proportion de catégorie active ou insalubre (zone 1). Elle se situe dans le cadran supérieur droit. Il s'agit de cadres d'emplois avec une forte proportion de fonctionnaires en catégorie active ou insalubre potentiels (au moins 15 ans en catégorie active ou insalubre) et partant en retraite dans les dispositifs associés.

⁴¹ Les individus pour lesquels les renseignements sur les durées cotisées ou les cadres d'emplois sont mal ou pas renseignés sont en général des personnes qui ont liquidé leur pension il y a longtemps et qui sont décédées. Par ailleurs, le cadre d'emplois étant saisi par l'employeur, son libellé peut parfois être difficilement reclassable dans une grille indiciaire actuelle permettant des comparaisons dans des corps et grades homogènes. Enfin, pour des départs anciens, le code des nomenclatures des emplois de la fonction publique territoriale (NET) ou hospitalière (NEH) saisi peut correspondre à un code qui n'existe plus ou qui est réutilisé pour un autre emploi.

Ensuite, les emplois que l'on peut qualifier de sédentaires (zone 3) qui se situent à l'inverse dans le cadran inférieur gauche (proche de l'origine). Ils ont une faible proportion de personnes en catégorie active potentielle, une faible proportion de durée moyenne de carrière en catégorie active ou insalubre et une faible proportion de personnes partant dans le motif.

Enfin, la dernière zone (zone 2) correspond à des situations intermédiaires. Cette zone regroupe des cadres d'emplois accueillant des fonctionnaires ayant fait des mobilités de cadres d'emplois en catégorie active ou insalubre vers un cadre d'emplois en catégorie sédentaire, c'est-à-dire liés à des évolutions de carrières. On peut notamment citer ici le cadre d'emplois des directeurs de soins de la fonction publique hospitalière qui est un cadre d'emplois d'évolution de carrière des infirmiers de soins généraux et spécialités. On peut également imaginer que cette zone compte des cadres d'emplois avec des emplois en catégorie active ou insalubre et d'autres en catégorie sédentaire, comme c'est le cas des égoutiers regroupés dans le cadre d'emplois des agents techniques territoriaux.

Le graphique 2.1 représente les cadres d'emplois pour la fonction publique hospitalière et le graphique 2.2, pour la fonction publique territoriale. Ils mettent en évidence ces 3 zones :

- La zone I correspond aux cadres d'emplois en catégorie active ou insalubre avec des proportions pour chacun des 3 indicateurs supérieures à 50 %.
- La zone II correspond aux cadres d'emplois dans une situation intermédiaire avec des proportions pour chacun des 3 indicateurs comprises entre 20 et 50 %.
- La zone III correspond aux cadres d'emplois sédentaires avec des proportions pour chacun des 3 indicateurs inférieures à 20 %.

Ainsi, au sein de la FPH, 7 cadres d'emplois (surlignés dans le tableau 2.3 de l'annexe 2) des filières de « soin, médicotechnique ou rééducation » appartiennent à la catégorie active et insalubre⁴² (zone I). Ces emplois regroupent presque 69 % de l'effectif des fonctionnaires hospitaliers retraités de droit direct des générations nées entre 1943 et 1951, soit 116 168 personnes.

Dans la FPT, 10 cadres d'emplois (surlignés dans le tableau 2.4 de l'annexe 2) appartiennent à la catégorie active ou insalubre (zone I), représentant un peu plus de 4 % de l'effectif des fonctionnaires territoriaux étudié : les 7 cadres d'emplois de la filière « d'incendie et de secours », et 3 des 4 cadres d'emplois de la filière « police municipale »⁴³. Ces cadres d'emplois regroupent 8 387 fonctionnaires territoriaux.

⁴² Les cadres de santé paramédicaux, les infirmiers en soins généraux et spécialisés (anciens cadres d'emplois de spécialité : IADE, IBODE, puéricultrices), les sages-femmes, les infirmiers en soins généraux et spécialisés (anciens cadres d'emplois de services de soins généraux), les manipulateurs électroradiologie médicale, les masseurs-kinésithérapeutes et les aides-soignants, auxiliaires de puériculture et ASHQ. Il s'agit ici des corps d'affectation de fin de carrière. Par conséquent, certains d'entre eux peuvent ne pas donner droit à des trimestres validés en catégorie active ou insalubre mais être des corps d'évolution de carrière pour des fonctionnaires passés antérieurement dans des emplois en catégorie active.

⁴³ Pour la filière incendie et secours, les capitaines, commandants, lieutenants-colonels et colonels de sapeurs-pompiers professionnels, les majors et lieutenants de sapeurs-pompiers professionnels, les sapeurs-pompiers professionnels non officiers, les infirmiers d'encadrement de sapeurs-pompiers professionnels, les médecins et pharmaciens de sapeurs-pompiers professionnels et les infirmiers de sapeurs-pompiers professionnels ; pour la filière police municipale, les directeurs de police municipale, les chefs de service de police municipale et les agents de police municipale, seuls les gardes champêtres ne sont pas en catégorie active. Il s'agit ici des corps d'affectation de fin de

Ainsi, à partir des durées de service d'au moins 15 ans en catégorie active ou insalubre complétées par les motifs de départ, 124 709 fonctionnaires (soit presque 31 % de la population correctement renseignée) sont identifiés comme étant ou ayant été en catégorie active ou insalubre. Le tableau 2.2 présente une synthèse du nombre de personnes en catégorie active ou insalubre et en catégorie sédentaire par fonction publique et pour les retraités et les personnes qui n'ont pas encore liquidé (pour les détails pour les retraités voir les tableaux 2.3 et tableau 2.4, respectivement pour la FPH et la FPT, et pour les détails pour les actifs, voir les tableaux 2.5 et 2.6 respectivement pour la FPH et la PFT). La prise en compte des cadres d'emplois en catégorie active ou insalubre entraîne un supplément de 13 258 fonctionnaires (soit 3 % de la population correctement renseignée).

Tableau 2.2. – effectif en catégorie active et insalubre et en catégorie sédentaire par fonction publique et pour les affiliés pensionnés et encore en activité

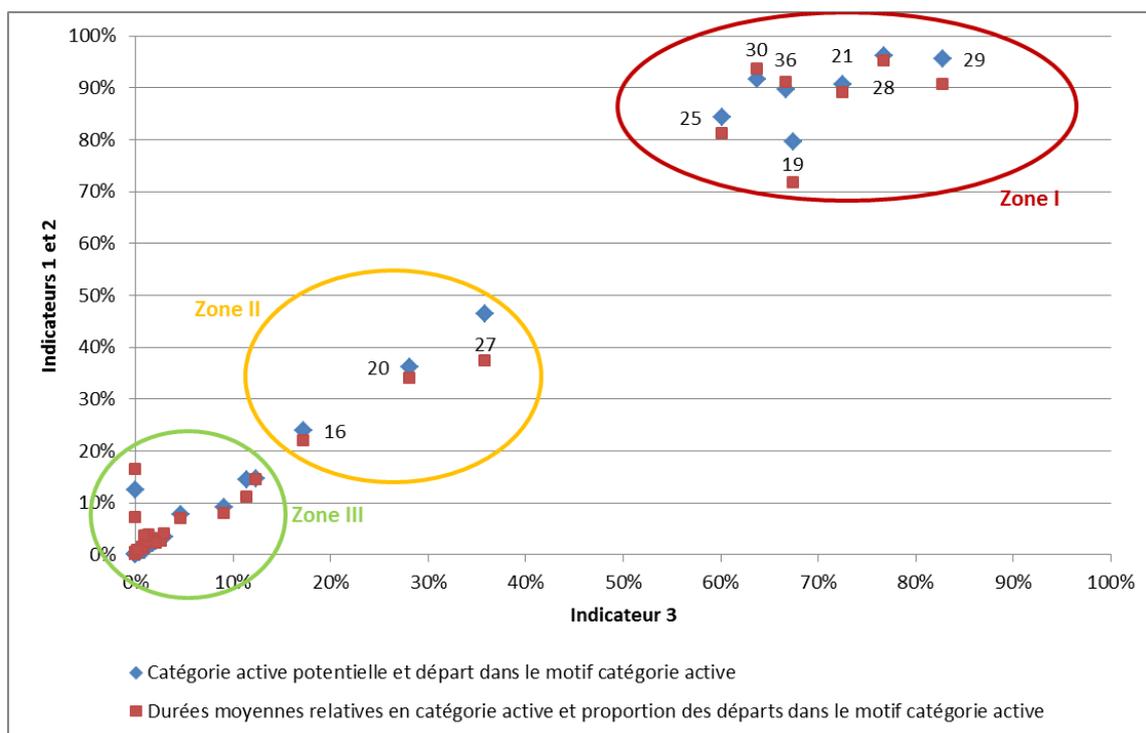
			Catégorie active et insalubre			Catégorie sédentaire	Effectif total
			Durée constituée + motif de départ	Cadres d'emplois	Total		
FPH	Retraités	Nbre	109 247	11 366	120 613	48 893	169 506
		%	64,5%	6,7%	71,2%	28,8%	100,0%
	En activité	Nbre	1 880	1 272	3 152	4 448	7 600
		%	24,7%	16,7%	41,5%	58,5%	100,0%
	Total	Nbre	111 127	12 638	123 765	53 341	177 106
		%	62,7%	7,1%	69,9%	30,1%	100,0%
FPH	Retraités	Nbre	12 990	537	13 527	178 108	191 635
		%	6,8%	0,3%	7,1%	92,9%	100,0%
	En activité	Nbre	592	83	675	30 112	30 787
		%	1,9%	0,3%	2,2%	97,8%	100,0%
	Total	Nbre	13 582	620	14 202	208 220	222 422
		%	6,1%	0,3%	6,4%	93,6%	100,0%
Ensemble	Retraités	Nbre	122 237	11 903	134 140	227 001	361 141
		%	33,8%	3,3%	37,1%	62,9%	100,0%
	En activité	Nbre	2 472	1 355	3 827	34 560	38 387
		%	6,4%	3,5%	10,0%	90,0%	100,0%
	Total	Nbre	124 709	13 258	137 967	261 561	399 528
		%	31,2%	3,3%	34,5%	65,5%	100,0%

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et 1951 dont l'information sur l'emploi, les durées constituées et le motif de départ, est correctement remplie.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

carrière. Par conséquent, certains d'entre eux peuvent ne pas donner droit à des trimestres validés en catégorie active ou insalubre mais être des corps d'évolution de carrière pour des fonctionnaires passés antérieurement dans des emplois en catégorie active, comme les corps de directeur et de chef de la police municipale.

Graphique 2.1 – Représentation des cadres d’emplois des catégories active-insalubre et sédentaire - FPH



Graphique 2.2 – Représentation des cadres d’emplois des catégories active-insalubre et sédentaire - FPT

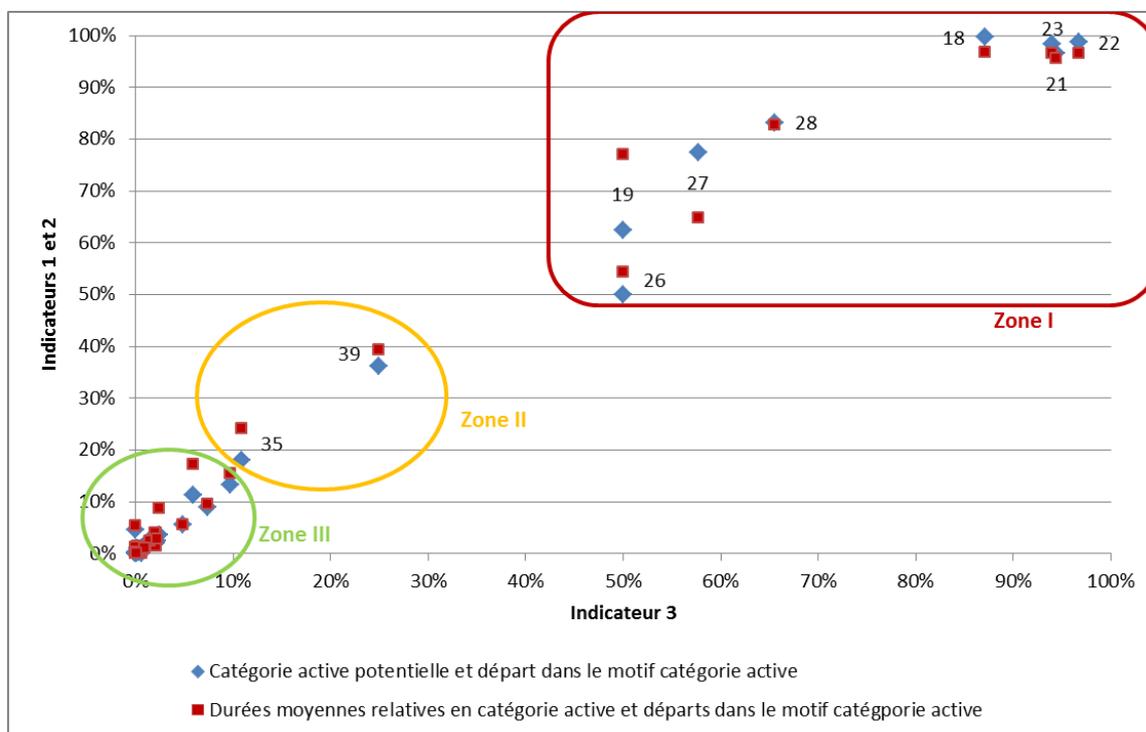


Tableau 2.3 – Filières, catégories hiérarchiques et corps des retraités de la FPH

Filière	Catégorie hiérarchique	Corps	numéro corps	Effectif total	Indicateur 1	Indicateur 2	Indicateur 3	
Administrative	A	Administrateurs civils et territoriaux	1	8	12,5%	7,3%	0,0%	
		Attachés d'administration et territoriaux	2	1 546	0,2%	0,5%	0,1%	
		Bibliothécaires/archivistes	3	11	9,1%	8,0%	9,1%	
		Directeurs d'hôpitaux	4	114	0,9%	1,2%	0,9%	
		Directeurs d'école de sages-femmes	5	20	0,0%	16,5%	0,0%	
		Direction d'établissement médico-social	6	1 461	2,3%	2,9%	1,8%	
	B	Personnels administratifs B	7	5 871	0,6%	0,8%	0,4%	
	C	Adjointes administratifs	8	11 111	2,3%	2,9%	1,8%	
		Aumônier	9	1	0,0%	32,6%	0,0%	
Ouvrière et technique	A	Ingénieurs et responsables informatique	10	348	3,2%	2,5%	2,6%	
	B	Agents chefs et techniciens supérieurs	11	783	0,9%	1,4%	0,8%	
	C	Conducteurs ambulanciers	12	720	1,8%	3,8%	1,4%	
		Personnels ouvriers	13	22 339	14,7%	14,5%	12,4%	
Personnels éducatifs et sociaux	A	Cadres socio-éducatifs	14	413	14,5%	11,1%	11,4%	
		Professeurs certifiés, agrégés, MdC ou des universités	15	44	0,0%	0,0%	0,0%	
	B	Assistants socio-éducatifs ⁽¹⁾	16	1 532	23,9%	22,0%	17,2%	
		Moniteurs-éducateurs	17	906	3,4%	4,1%	3,0%	
	C	Moniteurs d'ateliers	18	9	0,0%	0,0%	0,0%	
Soins, médico-technique, rééducation	A	Cadres de santé paramédicaux ⁽²⁾	19	16 070	79,6%	71,6%	67,4%	
		Directeurs des soins	20	565	36,1%	33,9%	28,1%	
		Infirmiers en soins généraux et spécialisés	21	2 990	90,8%	89,0%	72,5%	
		Pharmaciens résidents	22	47	0,0%	0,0%	0,0%	
		Psychologues	23	1 226	2,6%	2,2%	2,1%	
		Radiophysiciens	24	3	0,0%	0,0%	0,0%	
		Sages-femmes	25	1 372	84,3%	81,2%	60,1%	
	B	Diététiciens	26	290	1,4%	1,4%	0,7%	
		Ergothérapeutes	27	159	46,5%	37,3%	35,8%	
		Infirmiers en soins généraux et spécialisés	28	33 169	96,2%	95,2%	76,7%	
		Manipulateurs électroradiologie médicale	29	1 296	95,6%	90,6%	82,8%	
		Masseurs-kinésithérapeutes	30	1 014	91,7%	93,7%	63,7%	
		Orthophonistes	31	191	0,0%	0,4%	0,0%	
		Orthoptistes-Prothésistes-Pédicures podologues	32	64	7,8%	6,9%	4,7%	
		Préparateurs en pharmacie	33	88	2,3%	2,4%	1,1%	
		Psychomotriciens	34	105	1,0%	3,5%	1,0%	
	Techniciens de laboratoire	35	3 363	0,5%	0,8%	0,2%		
	C	Aides-soignants, auxiliaires de puériculture et ASHQ	36	60 257	89,7%	91,1%	66,7%	
	Total				169 506	64,5%	63,9%	50,0%

(1) Classé en catégorie active dès lors que le fonctionnaire est en contact direct et permanent avec le malade.

(2) Corps classé en catégorie sédentaire depuis 2001. Toutefois, il s'agit d'un corps d'évolution de carrière pour des infirmiers de soins généraux et spécialités qui ont pu servir 15 ans en catégorie active, soit comme infirmier, soit comme cadre de santé avant 2001.

Tableau 2.4 – Filières, catégories hiérarchiques et corps des retraités de la FPT

Filière	Catégorie hiérarchique	Corps	numéro corps	Effectif total	Indicateur 1	Indicateur 2	Indicateur 3
Administrative	A	Administrateurs civils et territoriaux	1	1 666	0,1%	0,1%	0,1%
		Attachés d'administration et territoriaux	2	9 106	0,1%	0,2%	0,1%
		Direction d'établissement médico-social	3	47	2,1%	4,1%	2,1%
		Secrétaires de mairie	4	1 854	0,0%	0,0%	0,0%
	B	Rédacteurs territoriaux	5	10 613	0,1%	0,1%	0,0%
	C	Adjoints administratifs	6	26 493	0,1%	0,2%	0,1%
Animation	B	Animateurs	7	194	0,0%	0,1%	0,0%
	C	Adjoints territoriaux d'animation	8	535	0,0%	0,3%	0,0%
Culturelle	A	Attachés de conservation du patrimoine	9	106	0,0%	0,3%	0,0%
		Bibliothécaires/archivistes	10	675	0,0%	0,0%	0,0%
		Conservateurs territoriaux du patrimoine	11	162	0,6%	0,0%	0,6%
		Directeurs d'établissements territoriaux d'enseignement artistique	12	62	0,0%	0,2%	0,0%
		Professeurs certifiés, agrégés, MdC ou des universités	13	3	0,0%	0,0%	0,0%
		Professeurs territoriaux d'enseignement artistique	14	945	0,1%	0,2%	0,1%
	B	Assistants de conservation du patrimoine et des bibliothèques	15	1 180	0,0%	0,1%	0,0%
		Assistants territoriaux d'enseignement artistique	16	431	0,0%	0,1%	0,0%
	C	Adjoints du patrimoine et des bibliothèques	17	1 413	0,6%	0,8%	0,4%
	Incendie et secours	A	Capitaines, commandants, lieutenants-colonels et colonels de sapeurs-pompiers professionnels	18	568	99,6%	96,7%
Médecins, pharmaciens et infirmiers d'encadrement de sapeurs-pompiers professionnels			19	8	62,5%	77,0%	50,0%
B		Infirmiers de sapeurs-pompiers professionnels	20	1	100,0%	100,0%	100,0%
		Majors et lieutenants de sapeurs-pompiers professionnels	21	1 374	98,4%	96,6%	94,0%
		Sapeurs-pompiers professionnels non officiers	22	1 941	98,7%	96,6%	96,7%
C		Sapeurs-pompiers professionnels non officiers	23	2 088	96,6%	95,5%	94,4%

Filière	Catégorie hiérarchique	Corps	numéro corps	Effectif total	Indicateur 1	Indicateur 2	Indicateur 3
Médico-technique	A	Biologistes, vétérinaires et pharmaciens	24	20	0,0%	0,0%	0,0%
	B	Assistants médico-techniques	25	135	8,9%	9,6%	7,4%
Police municipale	A	Directeurs de police municipale ⁽³⁾	26	6	50,0%	54,4%	50,0%
	B	Chefs de service de police municipale ⁽³⁾	27	137	77,4%	64,8%	57,7%
	C	Agents de police municipale Gardes champêtres et ASVP	28 29	2 264 578	83,2% 1,2%	82,8% 1,4%	65,6% 0,2%
Santé	A	Cadres de santé et médico-techniques	30	1 024	13,4%	15,4%	9,8%
		Médecins territoriaux	31	543	0,0%	0,0%	0,0%
		Psychologues	32	237	2,1%	1,5%	2,1%
		Puéricultrices	33	2 111	3,6%	8,8%	2,5%
		Sages-femmes ⁽⁴⁾	34	168	11,3%	17,3%	6,0%
	B	Infirmiers en soins généraux et spécialisés ⁽⁴⁾	35	969	18,0%	24,1%	10,8%
		Masseurs-kinésithérapeutes, orthophonistes, psychomotriciens, rééducateurs et ergothérapeute ⁽⁴⁾	36	22	4,5%	5,4%	0,0%
		Techniciens de laboratoire	37	1	0,0%	0,0%	0,0%
	C	Auxiliaires de puériculture ⁽⁴⁾	38	2 494	2,3%	4,0%	2,0%
Auxiliaires de soins ⁽⁴⁾		39	918	36,2%	39,3%	24,9%	
Sociale	A	Conseillers socio-éducatifs	40	1 176	2,6%	2,4%	1,4%
	B	Assistants socio-éducatifs	41	1 987	1,3%	1,2%	0,9%
		Educateurs de jeunes enfants	42	452	0,4%	0,5%	0,4%
		Moniteurs-éducateurs	43	116	0,0%	1,2%	0,0%
	C	Agents sociaux	44	2 354	0,1%	0,3%	0,0%
Agents territoriaux spécialisés des écoles maternelles		45	14 174	0,1%	0,1%	0,0%	
Sportive	A	Conseillers APS	46	252	0,0%	0,1%	0,0%
	B	Educateurs APS	47	1 526	0,2%	0,3%	0,0%
	C	Opérateurs APS	48	187	0,0%	0,3%	0,0%
Technique	A	Ingénieurs	49	2 978	0,4%	0,3%	0,3%
	B	Contrôleurs de travaux, techniciens et techniciens supérieurs	50	6 853	1,0%	1,1%	0,9%
		Adjointes techniques des établissements d'enseignement	51	3 988	0,1%	0,1%	0,1%
	C	Agents de maîtrise	52	17 018	2,5%	2,8%	2,2%
Agents et adjoints techniques ⁽⁵⁾		53	65 482	5,6%	5,5%	4,9%	
Total				191 635	6,8%	6,9%	6,0%

(3) Corps classés en catégorie sédentaire. Toutefois, il s'agit de corps d'évolution de carrière pour des fonctionnaires qui ont pu servir 15 ans en catégorie active.

(4) Les emplois de ces corps sont classés en catégorie active lorsque le fonctionnaire exerce dans un service de santé.

(5) les emplois sont classés en catégorie active lorsque le fonctionnaire exerce des fonctions listées dans l'arrêté interministériel de classement.

Tableau 2.5 – Filières, catégories hiérarchiques et corps des personnes en activité de la FPH

Filière	Catégorie hiérarchique	Corps	numéro corps	Effectif total	Indicateur 1	Indicateur 2
Administrative	A	Administrateurs civils et territoriaux	1	1	0,0%	0,0%
		Attachés d'administration et territoriaux	2	163	0,6%	0,8%
		Bibliothécaires/archivistes	3	2	0,0%	0,0%
		Directeurs d'hôpitaux	4	438	1,4%	1,7%
		Directeurs d'école de sages-femmes	5			
		Direction d'établissement médico-social	6	114	4,4%	5,6%
	B	Personnels administratifs B	7	506	0,6%	0,9%
	C	Adjoints administratifs	8	692	1,7%	3,8%
		Aumônier	9			
Ouvrière et technique	A	Ingénieurs et responsables informatique	10	133	3,8%	2,4%
	B	Agents chefs et techniciens supérieurs	11	172	3,5%	3,5%
	C	Conducteurs ambulanciers	12	43	2,3%	6,1%
		Personnels ouvriers	13	929	5,5%	9,0%
Personnels éducatifs et sociaux	A	Cadres socio-éducatifs	14	62	17,7%	14,2%
		Professeurs certifiés, agrégés, MdC ou des universités	15			
	B	Assistants socio-éducatifs ⁽¹⁾	16	191	17,8%	19,7%
		Moniteurs-éducateurs	17	72	1,4%	6,8%
	C	Moniteurs d'ateliers	18	10	0,0%	0,3%
	Soins, médico-technique, rééducation	A	Cadres de santé paramédicaux ⁽²⁾	19	632	46,7%
Directeurs des soins			20	96	28,1%	25,7%
Infirmiers en soins généraux et spécialisés			21	229	61,1%	63,7%
Pharmaciens résidents			22	3	0,0%	33,3%
Psychologues			23	539	1,3%	1,8%
Radiophysiciens			24	1	0,0%	0,0%
Sages-femmes			25	53	66,0%	60,5%
B		Diététiciens	26	42	2,4%	3,5%
		Ergothérapeutes	27	12	8,3%	4,1%
		Infirmiers en soins généraux et spécialisés	28	729	63,2%	72,6%
		Manipulateurs électroradiologie médicale	29	39	69,2%	80,5%
		Masseurs-kinésithérapeutes	30	86	70,9%	86,7%
		Orthophonistes	31	64	0,0%	1,0%
		Orthoptistes-Prothésistes-Pédicures podologues	32	13	0,0%	5,0%
		Préparateurs en pharmacie	33	24	4,2%	6,5%
		Psychomotriciens	34	40	2,5%	3,2%
		Techniciens de laboratoire	35	261	0,8%	1,3%
C		Aides-soignants, auxiliaires de puériculture et ASHQ	36	1 208	56,7%	82,9%
Hors filière		A	Médecin de médecine préventive		1	0,0%
Total				7 600	24,7%	30,1%

(1) Classé en catégorie active dès lors que le fonctionnaire est en contact direct et permanent avec le malade.

(2) Corps classé en catégorie sédentaire depuis 2001. Toutefois, il s'agit d'un corps d'évolution de carrière pour des infirmiers de soins généraux et spécialités qui ont pu servir 15 ans en catégorie active, soit comme infirmier, soit comme cadre de santé avant 2001.

Tableau 2.6 – Filières, catégories hiérarchiques et corps des personnes en activité de la FPT

Filière	Catégorie hiérarchique	Corps	numéro corps	Effectif total	Indicateur 1	Indicateur 2
Administrative	A	Administrateurs civils et territoriaux	1	616	0,2%	0,7%
		Attachés d'administration et territoriaux	2	2 067	0,4%	1,0%
		Direction d'établissement médico-social	3	8	0,0%	2,2%
		Secrétaires de mairie	4	179	0,0%	5,8%
	B	Rédacteurs territoriaux	5	2 001	0,2%	1,0%
	C	Adjoints administratifs	6	4 515	0,2%	1,8%
Animation	B	Animateurs	7	91	0,0%	0,8%
	C	Adjoints territoriaux d'animation	8	228	0,0%	3,5%
Culturelle	A	Attachés de conservation du patrimoine	9	58	0,0%	0,7%
		Bibliothécaires/archivistes	10	243	0,0%	0,7%
		Conservateurs territoriaux du patrimoine	11	131	0,0%	0,3%
		Directeurs d'établissements territoriaux d'enseignement artistique	12	19	0,0%	0,4%
		Professeurs certifiés, agrégés, MdC ou des universités	13	7	0,0%	0,0%
		Professeurs territoriaux d'enseignement artistique	14	627	0,0%	0,8%
	B	Assistants de conservation du patrimoine et des bibliothèques	15	308	0,3%	1,9%
		Assistants territoriaux d'enseignement artistique	16	241	0,4%	2,1%
	C	Adjoints du patrimoine et des bibliothèques	17	584	0,0%	1,4%
	Incendie et secours	A	Capitaines, commandants, lieutenants-colonels et colonels de sapeurs-pompiers professionnels	18	34	100,0%
Médecins, pharmaciens et infirmiers d'encadrement de sapeurs-pompiers professionnels			19	21	14,3%	79,0%
B		Infirmiers de sapeurs-pompiers professionnels	20			
		Majors et lieutenants de sapeurs-pompiers professionnels	21	36	97,2%	87,8%
		Sapeurs-pompiers professionnels non officiers	22			
C		Sapeurs-pompiers professionnels non officiers	23	26	88,5%	84,3%

Filière	Catégorie hiérarchique	Corps	numéro corps	Effectif total	Indicateur 1	Indicateur 2
Médico-technique	A	Biologistes, vétérinaires et pharmaciens	24	16	0,0%	0,0%
	B	Assistants médico-techniques	25	29	3,4%	3,4%
Police municipale	A	Directeurs de police municipale ⁽³⁾	26	8	75,0%	43,4%
	B	Chefs de service de police municipale ⁽³⁾	27	33	51,5%	46,6%
	C	Agents de police municipale Gardes champêtres et ASVP	28 29	153 34	71,9% 11,8%	64,5% 13,1%
Santé	A	Cadres de santé et médico-techniques	30	79	5,1%	5,3%
		Médecins territoriaux	31	445	0,2%	1,8%
		Psychologues	32	119	0,0%	1,1%
		Puéricultrices	33	232	3,4%	7,0%
		Sages-femmes ⁽⁴⁾	34	42	2,4%	7,0%
	B	Infirmiers en soins généraux et spécialisés ⁽⁴⁾	35	138	9,4%	16,1%
		Masseurs-kinésithérapeutes, orthophonistes, psychomotriciens, rééducateurs et ergothérapeute ⁽⁴⁾	36	4	0,0%	4,3%
		Techniciens de laboratoire	37	9	11,1%	26,4%
	C	Auxiliaires de puériculture ⁽⁴⁾	38	262	0,4%	2,2%
Auxiliaires de soins ⁽⁴⁾		39	121	23,1%	33,6%	
Sociale	A	Conseillers socio-éducatifs	40	167	0,0%	3,3%
	B	Assistants socio-éducatifs	41	509	0,6%	1,3%
		Educateurs de jeunes enfants	42	79	0,0%	0,6%
		Moniteurs-éducateurs	43	34	0,0%	1,6%
	C	Agents sociaux	44	579	0,5%	3,9%
Agents territoriaux spécialisés des écoles maternelles		45	1 055	0,2%	2,0%	
Sportive	A	Conseillers APS	46	43	0,0%	0,2%
	B	Educateurs APS	47	192	1,0%	1,7%
	C	Opérateurs APS	48	49	0,0%	0,3%
Technique	A	Ingénieurs	49	1 000	0,5%	1,1%
	B	Contrôleurs de travaux, techniciens et techniciens supérieurs	50	1 007	2,6%	3,1%
	C	Adjointes techniques des établissements d'enseignement	51	365	0,0%	0,9%
		Agents de maîtrise	52	1 584	2,7%	3,9%
		Agents et adjoints techniques ⁽⁵⁾	53	10 360	1,9%	4,3%
Total				30 787	1,9%	3,6%

(3) Corps classés en catégorie sédentaire. Toutefois, il s'agit de corps d'évolution de carrière pour des fonctionnaires qui ont pu servir 15 ans en catégorie active.

(4) Les emplois de ces corps sont classés en catégorie active lorsque le fonctionnaire exerce dans un service de santé.

(5) les emplois sont classés en catégorie active lorsque le fonctionnaire exerce des fonctions listées dans l'arrêté interministériel de classement.

Annexe 3 – Statistiques descriptives sur la population des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires retraités de droit direct et en activité nés entre 1943 et 1951

Tableaux 3.1 – répartition de la population par fonction publique, genre et année de naissance

FPH									
Année de naissance	Femme			Homme			Ensemble		
	Actif	Retraité	Total	Actif	Retraité	Total	Actif	Retraité	Total
1943		2 158	2 158		1 452	1 452		3 610	3 610
1944		2 359	2 359		1 490	1 490		3 849	3 849
1945	14	2 434	2 448	2	1 688	1 690	16	4 122	4 138
1946	39	3 704	3 743	12	2 371	2 383	51	6 075	6 126
1947	98	4 010	4 108	59	2 394	2 453	157	6 404	6 561
1948	293	4 066	4 359	179	2 231	2 410	472	6 297	6 769
1949	460	4 169	4 629	293	2 337	2 630	753	6 506	7 259
1950	694	4 046	4 740	419	2 262	2 681	1 113	6 308	7 421
janv-juin 1951	562	1 958	2 520	319	1 104	1 423	881	3 062	3 943
juil-déc 1951	653	1 686	2 339	352	974	1 326	1 005	2 660	3 665
total 1951	1 215	3 644	4 859	671	2 078	2 749	1 886	5 722	7 608
Total	2 813	30 590	33 403	1 635	18 303	19 938	4 448	48 893	53 341

FPT									
Année de naissance	Femme			Homme			Ensemble		
	Actif	Retraité	Total	Actif	Retraité	Total	Actif	Retraité	Total
1943		8 167	8 167		5 838	5 838		14 005	14 005
1944		8 558	8 558		6 000	6 000		14 558	14 558
1945	68	9 153	9 221	46	6 619	6 665	114	15 772	15 886
1946	333	13 008	13 341	164	9 388	9 552	497	22 396	22 893
1947	729	14 081	14 810	380	9 467	9 847	1 109	23 548	24 657
1948	2 327	13 377	15 704	1 300	8 979	10 279	3 627	22 356	25 983
1949	3 531	13 348	16 879	1 997	9 261	11 258	5 528	22 609	28 137
1950	4 889	13 313	18 202	2 948	9 299	12 247	7 837	22 612	30 449
janv-juin 1951	3 262	6 515	9 777	2 062	4 368	6 430	5 324	10 883	16 207
juil-déc 1951	3 801	5 628	9 429	2 275	3 741	6 016	6 076	9 369	15 445
total 1951	7 063	12 143	19 206	4 337	8 109	12 446	11 400	20 252	31 652
Total	18 940	105 148	124 088	11 172	72 960	84 132	30 112	178 108	208 220

Ensemble FPH et FPT									
Année de naissance	Femme			Homme			Ensemble		
	Actif	Retraité	Total	Actif	Retraité	Total	Actif	Retraité	Total
1943		10 325	10 325		7 290	7 290		17 615	17 615
1944		10 917	10 917		7 490	7 490		18 407	18 407
1945	82	11 587	11 669	48	8 307	8 355	130	19 894	20 024
1946	372	16 712	17 084	176	11 759	11 935	548	28 471	29 019
1947	827	18 091	18 918	439	11 861	12 300	1 266	29 952	31 218
1948	2 620	17 443	20 063	1 479	11 210	12 689	4 099	28 653	32 752
1949	3 991	17 517	21 508	2 290	11 598	13 888	6 281	29 115	35 396
1950	5 583	17 359	22 942	3 367	11 561	14 928	8 950	28 920	37 870
janv-juin 1951	3 824	8 473	12 297	2 381	5 472	7 853	6 205	13 945	20 150
juil-déc 1951	4 454	7 314	11 768	2 627	4 715	7 342	7 081	12 029	19 110
total 1951	8 278	15 787	24 065	5 008	10 187	15 195	13 286	25 974	39 260
Total	21 753	135 738	157 491	12 807	91 263	104 070	34 560	227 001	261 561

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et 1951 dont l'information sur l'emploi, les durées constituées et le motif de départ, est correctement remplie.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Tableau 3.2 – Part des femmes parmi les actifs et les retraités par fonction publique et par génération

Année de naissance	Parmi les actifs			Parmi les retraités			Dans ensemble		
	FPH	FPT	Total	FPH	FPT	Total	FPH	FPT	Total
1943	-	-	-	59,8%	58,3%	58,6%	59,8%	58,3%	58,6%
1944	-	-	-	61,3%	58,8%	59,3%	61,3%	58,8%	59,3%
1945	87,5%	59,6%	63,1%	59,0%	58,0%	58,2%	59,2%	58,0%	58,3%
1946	76,5%	67,0%	67,9%	61,0%	58,1%	58,7%	61,1%	58,3%	58,9%
1947	62,4%	65,7%	65,3%	62,6%	59,8%	60,4%	62,6%	60,1%	60,6%
1948	62,1%	64,2%	63,9%	64,6%	59,8%	60,9%	64,4%	60,4%	61,3%
1949	61,1%	63,9%	63,5%	64,1%	59,0%	60,2%	63,8%	60,0%	60,8%
1950	62,4%	62,4%	62,4%	64,1%	58,9%	60,0%	63,9%	59,8%	60,6%
1951-1 ^{er} sem	63,8%	61,3%	61,6%	63,9%	59,9%	60,8%	63,9%	60,3%	61,0%
1951-2 nd sem	65,0%	62,6%	62,9%	63,4%	60,1%	60,8%	63,8%	61,0%	61,6%
total 1951	64,4%	62,0%	62,3%	63,7%	60,0%	60,8%	63,9%	60,7%	61,3%
Total	63,2%	62,9%	62,9%	62,6%	59,0%	59,8%	62,6%	59,6%	60,2%

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et 1951 dont l'information sur l'emploi, les durées constituées et le motif de départ, est correctement remplie.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Tableau 3.3 - Répartition des effectifs par catégorie hiérarchique par fonction publique et génération

Année de naissance	Catégorie A			Catégorie B			Catégorie C		
	FPH	FPT	Ens.	FPH	FPT	Ens.	FPH	FPT	Ens.
1943	12,9%	12,2%	12,3%	17,0%	13,1%	13,9%	70,1%	74,7%	73,8%
1944	12,1%	12,4%	12,3%	21,8%	13,0%	14,9%	66,2%	74,6%	72,8%
1945	12,2%	12,7%	12,6%	21,5%	14,3%	15,8%	66,3%	73,0%	71,6%
1946	13,8%	13,8%	13,8%	24,1%	13,9%	16,0%	62,2%	72,3%	70,2%
1947	14,1%	14,9%	14,7%	25,8%	14,7%	17,1%	60,1%	70,4%	68,2%
1948	13,9%	15,0%	14,7%	28,5%	14,2%	17,2%	57,6%	70,8%	68,1%
1949	13,2%	14,2%	14,0%	29,1%	14,3%	17,3%	57,7%	71,5%	68,7%
1950	12,3%	13,9%	13,6%	29,3%	13,5%	16,6%	58,4%	72,6%	69,8%
1951-1 ^{er} sem	12,7%	14,2%	13,9%	31,4%	13,0%	16,6%	55,8%	72,8%	69,5%
1951-2 nd sem	11,8%	13,6%	13,3%	32,6%	13,1%	16,9%	55,6%	73,2%	69,8%
total 1951	12,3%	13,9%	13,6%	32,0%	13,1%	16,7%	55,7%	73,0%	69,7%
Total	13,0%	13,9%	13,7%	26,5%	13,8%	16,4%	60,4%	72,3%	69,9%

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et 1951 dont l'information sur l'emploi, les durées constituées et le motif de départ, est correctement remplie.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Tableau 3.4 – Proportion de personnes encore en activité par catégorie hiérarchique, fonction publique et année de naissance

Année de naissance	Catégorie A			Catégorie B			Catégorie C			Ensemble		
	FPH	FPT	Ensemble	FPH	FPT	Ensemble	FPH	FPT	Ensemble	FPH	FPT	Ensemble
1943	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
1944	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
1945	1,19%	1,33%	1,30%	0,56%	0,79%	0,73%	0,18%	0,60%	0,52%	0,39%	0,72%	0,65%
1946	2,73%	3,01%	2,95%	0,95%	2,01%	1,67%	0,37%	2,04%	1,73%	0,83%	2,17%	1,89%
1947	8,64%	6,44%	6,88%	1,77%	3,82%	3,17%	1,19%	4,23%	3,67%	2,39%	4,50%	4,06%
1948	21,41%	18,64%	19,18%	6,16%	13,37%	10,89%	3,90%	13,09%	11,48%	6,97%	13,96%	12,52%
1949	29,71%	26,70%	27,28%	9,24%	19,87%	16,21%	6,54%	18,20%	16,19%	10,37%	19,65%	17,74%
1950	42,03%	38,54%	39,16%	15,06%	28,65%	23,96%	9,25%	22,74%	20,53%	15,00%	25,74%	23,63%
1951-1s	49,50%	48,59%	48,75%	24,44%	39,82%	34,11%	14,99%	28,53%	26,40%	22,34%	32,85%	30,79%
1951-2s	60,83%	55,22%	56,18%	29,67%	52,22%	43,87%	18,99%	34,07%	31,76%	27,42%	39,34%	37,05%
total 1951	54,76%	51,76%	52,28%	27,00%	45,91%	38,90%	16,91%	31,24%	29,02%	24,79%	36,02%	33,84%
Total	21,45%	21,00%	21,09%	9,51%	15,95%	13,83%	5,00%	12,92%	11,52%	8,34%	14,46%	13,21%

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et 1951 dont l'information sur l'emploi, les durées constituées et le motif de départ, est correctement remplie.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Tableau 3.5 – Proportion de femmes par catégorie hiérarchique, fonction publique et année de naissance

Année de naissance	Catégorie A			Catégorie B			Catégorie C			Ensemble		
	FPH	FPT	Ensemble	FPH	FPT	Ensemble	FPH	FPT	Ensemble	FPH	FPT	Ensemble
1943	61,46%	59,40%	59,84%	83,06%	48,74%	57,36%	53,82%	59,81%	58,65%	59,78%	58,31%	58,61%
1944	65,30%	56,98%	58,68%	80,79%	50,68%	59,90%	54,14%	60,50%	59,29%	61,29%	58,79%	59,31%
1945	59,21%	56,87%	57,33%	80,70%	52,45%	60,42%	52,15%	59,34%	57,97%	59,16%	58,04%	58,28%
1946	57,53%	55,41%	55,86%	83,53%	54,34%	63,58%	53,20%	59,58%	58,39%	61,10%	58,28%	58,87%
1947	59,83%	58,03%	58,39%	83,88%	59,50%	67,25%	54,12%	60,61%	59,41%	62,61%	60,06%	60,60%
1948	57,51%	58,96%	58,68%	85,35%	61,47%	69,67%	55,67%	60,54%	59,69%	64,40%	60,44%	61,26%
1949	57,22%	59,16%	58,78%	84,37%	60,31%	68,59%	54,89%	60,09%	59,19%	63,77%	59,99%	60,76%
1950	55,02%	59,41%	58,63%	84,80%	62,33%	70,09%	55,26%	59,37%	58,70%	63,87%	59,78%	60,58%
1951-1s	57,88%	57,27%	57,38%	83,23%	68,13%	73,73%	54,41%	59,53%	58,73%	63,91%	60,33%	61,03%
1951-2s	54,84%	59,49%	58,69%	83,40%	70,39%	75,21%	54,27%	59,66%	58,84%	63,82%	61,05%	61,58%
total 1951	56,47%	58,33%	58,00%	83,31%	69,24%	74,46%	54,34%	59,60%	58,78%	63,87%	60,68%	61,30%
Total	58,22%	58,21%	58,21%	83,74%	59,28%	67,35%	54,29%	59,92%	58,93%	62,62%	59,59%	60,21%

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et 1951 dont l'information sur l'emploi, les durées constituées et le motif de départ, est correctement remplie.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Tableaux 3.6 – Statistiques descriptives des durées constituées à la CNRACL par fonction publique, genre et année de naissance

Année de naissance	Effectif	Moyenne	Médiane	1 ^{er} quartile	3 ^e quartile	% 15 ans de service
FPH - Femmes						
1943	2 158	119	122	94	146	1,2%
1944	2 359	122	127	99	149	0,9%
1945	2 448	123	129	100	150	1,1%
1946	3 742	125	133	102	152	2,1%
1947	4 108	127	135	104	155	1,8%
1948	4 359	129	139	107	157	2,4%
1949	4 629	129	139	104	157	3,3%
1950	4 740	128	139	102	156	4,3%
1951	4 858	125	136	97	153	7,1%
Total	33 401	126	135	101	154	3,1%
FPH - Hommes						
1943	1 452	119	122	100	141	2,1%
1944	1 490	122	128	104	143	1,2%
1945	1 690	124	129	107	144	1,4%
1946	2 383	126	130	110	146	1,7%
1947	2 453	130	138	114	152	1,7%
1948	2 410	130	136	115	151	2,4%
1949	2 630	129	136	113	150	2,5%
1950	2 681	127	134	112	147	3,8%
1951	2 749	127	136	112	148	5,4%
Total	19 938	126	133	110	148	2,7%
FPT - Femmes						
1943	8 167	103	99	75	128	3,6%
1944	8 558	104	100	75	130	3,4%
1945	9 221	106	102	76	133	3,9%
1946	13 341	104	100	73	133	7,4%
1947	14 810	108	104	74	139	7,8%
1948	15 704	108	104	75	140	8,7%
1949	16 879	107	104	73	138	11,7%
1950	18 202	105	102	70	137	14,8%
1951	19 206	102	97	63	135	21,6%
Total	124 088	105	101	72	136	10,7%
FPT - Hommes						
1943	5 838	112	115	86	139	5,0%
1944	6 000	115	119	90	142	3,9%
1945	6 665	115	119	90	143	4,6%
1946	9 552	116	120	90	143	6,0%
1947	9 847	119	124	94	148	6,3%
1948	10 279	118	123	92	146	7,0%
1949	11 258	117	122	90	145	8,4%
1950	12 247	115	120	86	144	10,8%
1951	12 446	112	117	77	142	15,9%
Total	84 132	116	120	88	144	8,3%

Champ : durées constituées ou durées de service hors bonifications des pensionnés de droit propre vieillesse de la CNRACL et des actifs affiliés sédentaires à la CNRACL nés entre 1943 et 1951.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Tableaux 3.7 – Statistiques descriptives des âges de départ par fonction publique, genre et année de naissance pour les seuls pensionnés de droit direct

FPH - Femmes								
Génération	Nb d'obs	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Médian	Q10	Q90
1943	2 158	59,32	3,90	35,81	68,80	60,03	54,59	62,56
1944	2 359	59,47	3,88	41,15	68,00	60,05	55,02	63,00
1945	2 434	59,61	3,91	39,54	67,50	60,05	55,98	62,89
1946	3 704	59,46	4,10	34,19	66,81	60,05	55,52	62,77
1947	4 010	59,32	4,40	34,52	65,63	60,06	55,07	62,85
1948	4 066	58,96	4,32	35,36	64,79	60,05	54,80	61,90
1949	4 169	58,73	4,78	35,88	63,80	60,06	53,89	61,67
1950	4 046	58,39	5,13	34,15	62,86	60,06	52,90	61,16
1951-1s	1 958	58,09	5,37	33,74	61,78	60,05	52,45	60,87
1951-2s	1 686	57,98	5,56	34,10	61,40	60,35	51,61	60,63
Total 1951	3 644	58,04	5,46	33,74	61,78	60,08	51,81	60,75
Ensemble	30 590	58,97	4,57	33,74	68,80	60,06	54,37	61,78

FPH - Hommes								
Génération	Nb d'obs	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Médian	Q10	Q90
1943	1 452	60,57	1,39	60,00	67,58	60,05	60,00	62,13
1944	1 490	60,51	1,27	59,98	68,01	60,05	60,01	61,55
1945	1 688	60,63	1,39	59,14	67,55	60,06	60,01	62,48
1946	2 371	60,55	1,32	56,62	66,72	60,06	60,01	62,06
1947	2 394	60,31	1,51	56,58	65,81	60,05	59,00	62,31
1948	2 231	59,88	1,38	55,24	64,78	60,03	58,09	61,82
1949	2 337	59,80	1,36	55,01	63,89	60,03	58,05	61,59
1950	2 262	59,46	1,41	53,75	62,74	60,02	57,48	61,06
1951-1s	1 104	59,28	1,52	52,89	61,82	60,03	56,89	60,73
1951-2s	974	59,30	1,60	53,09	61,23	60,30	56,59	60,61
Total 1951	2 078	59,29	1,56	52,89	61,82	60,04	56,81	60,67
Ensemble	18 303	60,07	1,49	52,89	68,01	60,05	58,09	61,51

FPH - Ensemble								
Génération	Nb d'obs	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Médian	Q10	Q90
1943	3 610	59,83	3,20	35,81	68,80	60,04	58,59	62,41
1944	3 849	59,88	3,18	41,15	68,01	60,05	59,38	62,53
1945	4 122	60,03	3,17	39,54	67,55	60,06	60,00	62,75
1946	6 075	59,88	3,35	34,19	66,81	60,06	59,07	62,47
1947	6 404	59,69	3,63	34,52	65,81	60,06	58,58	62,69
1948	6 297	59,29	3,59	35,36	64,79	60,05	58,01	61,87
1949	6 506	59,12	3,94	35,88	63,89	60,05	58,00	61,64
1950	6 308	58,77	4,22	34,15	62,86	60,05	57,05	61,11
1951-1s	3 062	58,52	4,43	33,74	61,82	60,04	55,96	60,83
1951-2s	2 660	58,46	4,58	34,10	61,40	60,34	55,46	60,63
Total 1951	5 722	58,49	4,50	33,74	61,82	60,07	55,74	60,72
Ensemble	48 893	59,38	3,77	33,74	68,80	60,05	57,21	61,68

FPT - Femmes								
Génération	Nb d'obs	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Médian	Q10	Q90
1943	8 167	59,94	3,71	35,20	69,03	60,06	55,61	64,71
1944	8 558	60,06	3,80	38,21	68,65	60,06	55,84	65,01
1945	9 153	60,09	3,82	36,59	67,74	60,07	56,07	65,01
1946	13 008	60,10	3,78	35,67	66,81	60,08	56,45	65,00
1947	14 081	60,08	3,82	33,41	65,83	60,08	56,70	64,71
1948	13 377	59,47	3,75	35,19	64,88	60,07	55,87	62,49
1949	13 348	59,33	3,87	35,81	63,92	60,08	55,80	62,12
1950	13 313	59,10	3,88	34,93	62,89	60,08	55,58	61,40
1951-1s	6 515	58,95	3,96	34,18	61,91	60,07	56,08	61,02
1951-2s	5 628	58,76	4,34	33,70	61,41	60,37	54,31	60,81
Total 1951	12 143	58,86	4,14	33,70	61,91	60,24	55,23	60,87
Ensemble	105 148	59,63	3,88	33,41	69,03	60,08	56,00	62,83

FPT - Hommes								
Génération	Nb d'obs	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Médian	Q10	Q90
1943	5 838	60,72	1,56	60,00	69,25	60,06	60,00	63,15
1944	6 000	60,79	1,63	59,35	68,50	60,06	60,01	63,57
1945	6 619	60,85	1,66	58,18	67,68	60,06	60,01	63,87
1946	9 388	60,78	1,58	57,12	66,59	60,06	60,01	63,60
1947	9 467	60,57	1,71	53,24	65,80	60,06	59,02	63,54
1948	8 979	60,06	1,42	54,50	64,82	60,05	58,14	62,12
1949	9 261	59,89	1,36	52,14	63,77	60,05	58,06	61,72
1950	9 299	59,63	1,35	50,00	62,91	60,05	57,61	61,19
1951-1s	4 368	59,46	1,41	52,55	61,88	60,04	57,04	60,76
1951-2s	3 741	59,34	1,58	52,14	61,40	60,31	56,59	60,62
Total 1951	8 109	59,40	1,49	52,14	61,88	60,05	56,90	60,67
Ensemble	72 960	60,26	1,61	50,00	69,25	60,06	58,26	62,08

FPT - Ensemble								
Génération	Nb d'obs	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Médian	Q10	Q90
1943	14 005	60,27	3,03	35,20	69,25	60,06	59,53	64,18
1944	14 558	60,36	3,12	38,21	68,65	60,06	59,39	64,60
1945	15 772	60,41	3,12	36,59	67,74	60,07	59,73	64,85
1946	22 396	60,39	3,08	35,67	66,81	60,07	59,21	64,61
1947	23 548	60,28	3,16	33,41	65,83	60,07	58,82	64,23
1948	22 356	59,71	3,05	35,19	64,88	60,06	58,05	62,34
1949	22 609	59,56	3,11	35,81	63,92	60,07	58,03	62,02
1950	22 612	59,32	3,11	34,93	62,91	60,07	57,39	61,32
1951-1s	10 883	59,15	3,20	34,18	61,91	60,06	56,88	60,92
1951-2s	9 369	58,99	3,52	33,70	61,41	60,35	56,37	60,73
Total 1951	20 252	59,08	3,35	33,70	61,91	60,10	56,63	60,81
Ensemble	178 108	59,89	3,17	33,41	69,25	60,07	57,96	62,52

Ensemble - Femmes								
Génération	Nb d'obs	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Médian	Q10	Q90
1943	10 325	59,82	3,76	35,20	69,03	60,05	55,39	64,35
1944	10 917	59,93	3,83	38,21	68,65	60,06	55,57	64,71
1945	11 587	59,99	3,84	36,59	67,74	60,07	56,04	64,90
1946	16 712	59,96	3,87	34,19	66,81	60,07	56,28	64,74
1947	18 091	59,91	3,97	33,41	65,83	60,08	56,36	64,24
1948	17 443	59,35	3,90	35,19	64,88	60,07	55,52	62,36
1949	17 517	59,19	4,11	35,81	63,92	60,08	55,25	62,05
1950	17 359	58,94	4,21	34,15	62,89	60,08	55,13	61,35
1951-1s	8 473	58,75	4,34	33,74	61,91	60,07	55,07	60,99
1951-2s	7 314	58,58	4,66	33,70	61,41	60,36	53,69	60,77
Total 1951	15 787	58,67	4,49	33,70	61,91	60,19	54,30	60,85
Ensemble	135 738	59,48	4,05	33,41	69,03	60,07	55,62	62,58

Ensemble - Hommes								
Génération	Nb d'obs	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Médian	Q10	Q90
1943	7 290	60,69	1,53	60,00	69,25	60,05	60,00	62,92
1944	7 490	60,73	1,57	59,35	68,50	60,06	60,01	63,25
1945	8 307	60,81	1,61	58,18	67,68	60,06	60,01	63,52
1946	11 759	60,73	1,54	56,62	66,72	60,06	60,01	63,27
1947	11 861	60,52	1,68	53,24	65,81	60,06	59,02	63,34
1948	11 210	60,03	1,41	54,50	64,82	60,05	58,12	62,08
1949	11 598	59,88	1,36	52,14	63,89	60,04	58,05	61,69
1950	11 561	59,60	1,36	50,00	62,91	60,04	57,58	61,16
1951-1s	5 472	59,42	1,43	52,55	61,88	60,04	57,01	60,75
1951-2s	4 715	59,33	1,58	52,14	61,40	60,31	56,59	60,62
Total 1951	10 187	59,38	1,50	52,14	61,88	60,05	56,87	60,67
Ensemble	91 263	60,22	1,59	50,00	69,25	60,06	58,21	62,01

Ensemble								
Génération	Nb d'obs	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Médian	Q10	Q90
1943	17 615	60,18	3,07	35,20	69,25	60,05	59,33	63,86
1944	18 407	60,26	3,14	38,21	68,65	60,06	59,39	64,09
1945	19 894	60,33	3,14	36,59	67,74	60,06	59,93	64,36
1946	28 471	60,28	3,14	34,19	66,81	60,06	59,17	64,22
1947	29 952	60,15	3,27	33,41	65,83	60,07	58,77	63,95
1948	28 653	59,62	3,18	35,19	64,88	60,06	58,04	62,24
1949	29 115	59,46	3,32	35,81	63,92	60,06	58,02	61,94
1950	28 920	59,20	3,39	34,15	62,91	60,06	57,31	61,27
1951-1s	13 945	59,02	3,52	33,74	61,91	60,06	56,79	60,89
1951-2s	12 029	58,87	3,79	33,70	61,41	60,35	56,30	60,71
1951	25 974	58,95	3,64	33,70	61,91	60,08	56,55	60,79
Ensemble	227 001	59,78	3,31	33,41	69,25	60,06	57,78	62,34

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la CNRACL, ayant liquidé, nés entre 1943 et 1951 dont l'information sur l'emploi, les durées constituées et le motif de départ, est correctement remplie.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Tableaux 3.8 – Part des départs avant 60 ans dans l'ensemble de la population, par génération, genre et fonction publique avec détail pour carrière longue et parents de 3 enfants

FPH	Femmes			Hommes			Ensemble		
	Carrière longue	Parent 3 enfants	Tous	Carrière longue	Parent 3 enfants	Tous	Carrière longue	Parent 3 enfants	Tous
Génération									
1943	0,0%	18,4%	18,4%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	11,0%	11,0%
1944	0,0%	17,3%	17,3%	0,0%	0,1%	0,1%	0,0%	10,7%	10,7%
1945	0,1%	15,2%	15,3%	0,7%	0,1%	0,8%	0,3%	9,0%	9,4%
1946	0,6%	15,9%	16,6%	4,6%	0,3%	5,0%	2,2%	9,8%	12,0%
1947	4,4%	15,1%	19,6%	29,4%	0,8%	30,2%	13,7%	9,7%	23,6%
1948	5,2%	15,7%	21,0%	32,9%	0,9%	34,1%	15,1%	10,5%	25,7%
1949	5,2%	15,3%	20,8%	32,3%	0,6%	33,5%	15,0%	10,0%	25,4%
1950	4,5%	15,2%	20,1%	32,2%	0,8%	33,2%	14,5%	10,0%	24,8%
1951-1s	3,5%	15,6%	19,6%	27,1%	0,9%	28,5%	12,0%	10,3%	22,9%
1951-2s	3,8%	17,2%	21,7%	27,9%	0,5%	28,7%	12,5%	11,2%	24,3%
total 1951	3,6%	16,4%	20,6%	27,5%	0,7%	28,6%	12,3%	10,7%	23,5%
Total	3,2%	15,9%	19,3%	20,6%	0,6%	21,3%	9,7%	10,2%	20,1%

FPT	Femmes			Hommes			Ensemble		
	Carrière longue	Parent 3 enfants	Tous	Carrière longue	Parent 3 enfants	Tous	Carrière longue	Parent 3 enfants	Tous
Génération									
1943	0,0%	17,8%	17,8%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	10,4%	10,4%
1944	0,0%	18,3%	18,3%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	10,8%	10,8%
1945	0,1%	16,8%	16,9%	0,7%	0,1%	0,8%	0,3%	9,8%	10,1%
1946	0,7%	15,2%	16,0%	4,8%	0,2%	5,0%	2,4%	8,9%	11,4%
1947	4,3%	13,4%	17,8%	24,4%	0,9%	25,4%	12,3%	8,4%	20,8%
1948	5,0%	13,4%	18,5%	27,1%	0,5%	27,7%	13,7%	8,3%	22,2%
1949	4,8%	12,9%	17,8%	28,2%	0,4%	28,9%	14,1%	7,9%	22,2%
1950	4,1%	11,5%	15,8%	25,4%	0,4%	26,1%	12,7%	7,0%	19,9%
1951-1s	3,4%	10,7%	14,4%	21,9%	0,3%	22,4%	10,7%	6,6%	17,6%
1951-2s	4,2%	11,3%	15,7%	22,9%	0,3%	23,8%	11,5%	7,0%	18,9%
total 1951	3,8%	11,0%	15,0%	22,3%	0,3%	23,1%	11,1%	6,8%	18,2%
Total	3,1%	13,7%	17,0%	17,5%	0,3%	18,1%	8,9%	8,3%	17,4%

FPH & FPT	Femmes			Hommes			Ensemble		
	Carrière longue	Parent 3 enfants	Tous	Carrière longue	Parent 3 enfants	Tous	Carrière longue	Parent 3 enfants	Tous
Génération									
1943	0,0%	17,9%	17,9%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	10,5%	10,5%
1944	0,0%	18,1%	18,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	10,7%	10,8%
1945	0,1%	16,5%	16,6%	0,7%	0,1%	0,8%	0,3%	9,6%	10,0%
1946	0,7%	15,4%	16,1%	4,8%	0,2%	5,0%	2,4%	9,1%	11,6%
1947	4,3%	13,7%	18,2%	25,4%	0,9%	26,3%	12,6%	8,7%	21,4%
1948	5,0%	13,9%	19,1%	28,2%	0,6%	28,9%	14,0%	8,7%	22,9%
1949	4,9%	13,4%	18,5%	29,0%	0,5%	29,8%	14,3%	8,3%	22,9%
1950	4,2%	12,3%	16,7%	26,6%	0,4%	27,4%	13,0%	7,6%	20,9%
1951-1s	3,4%	11,7%	15,5%	22,8%	0,4%	23,5%	11,0%	7,3%	18,6%
1951-2s	4,1%	12,5%	16,9%	23,8%	0,4%	24,7%	11,7%	7,8%	19,9%
total 1951	3,8%	12,1%	16,2%	23,3%	0,4%	24,1%	11,3%	7,6%	19,2%
Total	3,1%	14,2%	17,4%	18,1%	0,4%	18,7%	9,1%	8,7%	17,9%

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et 1951 dont l'information sur l'emploi, les durées constituées et le motif de départ, est correctement remplie.

Sources : données construites par les auteurs à partir des bases annuelles de la CNRACL.

Annexe 4 – Présentation des résultats

Tableaux 4.1 – Extraits de fonctions de survie avant 55, et pour différents âges mensuels de 59 ans et 11 mois à 59 ans et 11 mois, par genre, fonction publique et par génération

Fonction publique hospitalière (FPH)

FPH - Femmes							
Avant l'âge de	1943	1944	1945-1946	1947-1948	1949-1950	1951 1er sem	1951 2nd sem
49 ans et 11 mois	89,5%	90,2%	91,3%	90,4%	89,8%	89,6%	89,7%
59 ans et 11 mois	81,6%	82,7%	83,9%	79,7%	79,5%	80,4%	78,3%
60 ans	27,2%	29,0%	33,3%	41,0%	48,4%	49,4%	74,6%
60 ans et 1 mois	25,2%	26,8%	30,9%	36,3%	41,6%	43,8%	74,2%
60 ans et 2 mois	23,2%	25,6%	29,4%	33,9%	39,2%	41,6%	73,9%
60 ans et 3 mois	21,7%	24,3%	27,9%	31,8%	36,1%	39,4%	70,7%
60 ans et 4 mois	20,5%	23,2%	26,7%	30,1%	34,0%	37,9%	42,1%
60 ans et 11 mois	15,8%	18,9%	21,0%	22,1%	25,3%	28,8%	29,7%

FPH - Hommes							
Avant l'âge de	1943	1944	1945-1946	1947-1948	1949-1950	1951 1er sem	1951 2nd sem
49 ans et 11 mois	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	99,9%	99,3%	99,5%
59 ans et 11 mois	100,0%	99,9%	96,8%	67,9%	66,6%	71,5%	71,3%
60 ans	25,0%	24,5%	30,1%	37,4%	42,6%	45,2%	64,6%
60 ans et 1 mois	23,1%	21,6%	27,1%	32,7%	37,3%	40,5%	63,7%
60 ans et 2 mois	21,1%	20,3%	25,6%	30,5%	35,4%	38,4%	63,4%
60 ans et 3 mois	19,6%	18,8%	23,8%	28,5%	33,6%	36,3%	61,6%
60 ans et 4 mois	18,8%	17,9%	22,6%	27,0%	32,4%	34,3%	40,3%
60 ans et 11 mois	14,5%	13,0%	16,8%	20,9%	25,3%	27,6%	28,4%

FPH - Ensemble							
Avant l'âge de	1943	1944	1945-1946	1947-1948	1949-1950	1951 1er sem	1951 2nd sem
49 ans et 11 mois	93,7%	94,0%	94,7%	93,9%	93,4%	93,1%	93,3%
59 ans et 11 mois	89,0%	89,3%	89,0%	75,3%	74,9%	77,1%	75,7%
60 ans	26,3%	27,2%	32,0%	39,7%	46,3%	47,9%	71,0%
60 ans et 1 mois	24,3%	24,8%	29,4%	35,0%	40,1%	42,6%	70,4%
60 ans et 2 mois	22,4%	23,5%	27,9%	32,6%	37,8%	40,4%	70,1%
60 ans et 3 mois	20,9%	22,2%	26,3%	30,6%	35,2%	38,3%	67,4%
60 ans et 4 mois	19,8%	21,1%	25,1%	29,0%	33,4%	36,6%	41,4%
60 ans et 11 mois	15,3%	16,6%	19,4%	21,7%	25,3%	28,4%	29,2%

Fonction publique territoriale (FPT)

FPT - Femmes							
Avant l'âge de	1943	1944	1945-1946	1947-1948	1949-1950	1951 1er sem	1951 2nd sem
49 ans et 11 mois	91,3%	91,7%	92,2%	93,2%	93,1%	94,1%	93,6%
59 ans et 11 mois	82,2%	81,7%	83,6%	81,8%	83,2%	85,6%	84,3%
60 ans	39,6%	41,8%	46,4%	52,9%	61,5%	63,6%	81,6%
60 ans et 1 mois	36,7%	39,5%	43,4%	48,1%	55,5%	58,9%	81,2%
60 ans et 2 mois	34,5%	37,8%	41,3%	45,6%	52,9%	56,2%	80,8%
60 ans et 3 mois	32,8%	36,1%	39,5%	43,4%	50,4%	53,6%	79,3%
60 ans et 4 mois	31,4%	34,5%	37,9%	41,4%	48,3%	51,5%	55,6%
60 ans et 11 mois	24,7%	28,0%	31,0%	33,5%	39,0%	40,3%	42,4%

FPT - Hommes							
Avant l'âge de	1943	1944	1945-1946	1947-1948	1949-1950	1951 1er sem	1951 2nd sem
49 ans et 11 mois	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	99,9%	99,8%	99,8%
59 ans et 11 mois	100,0%	100,0%	96,7%	73,4%	72,6%	77,6%	76,2%
60 ans	30,0%	31,8%	36,2%	44,9%	51,1%	55,6%	70,5%
60 ans et 1 mois	27,0%	29,3%	33,3%	40,4%	46,3%	50,6%	69,7%
60 ans et 2 mois	25,3%	27,7%	31,7%	38,2%	44,3%	48,5%	69,2%
60 ans et 3 mois	23,8%	25,9%	30,0%	36,2%	42,3%	46,1%	67,8%
60 ans et 4 mois	22,7%	24,6%	28,6%	34,7%	40,8%	44,5%	48,0%
60 ans et 11 mois	17,6%	19,6%	23,2%	27,8%	33,5%	37,0%	39,2%

FPT - Ensemble							
Avant l'âge de	1943	1944	1945-1946	1947-1948	1949-1950	1951 1er sem	1951 2nd sem
49 ans et 11 mois	94,9%	95,1%	95,5%	95,9%	95,8%	96,3%	96,0%
59 ans et 11 mois	89,6%	89,2%	89,1%	78,5%	79,0%	82,4%	81,1%
60 ans	35,6%	37,7%	42,1%	49,7%	57,3%	60,4%	77,3%
60 ans et 1 mois	32,7%	35,3%	39,2%	45,1%	51,8%	55,6%	76,7%
60 ans et 2 mois	30,7%	33,6%	37,3%	42,7%	49,5%	53,2%	76,3%
60 ans et 3 mois	29,0%	31,9%	35,5%	40,6%	47,2%	50,6%	74,8%
60 ans et 4 mois	27,8%	30,4%	34,0%	38,7%	45,3%	48,7%	52,6%
60 ans et 11 mois	21,8%	24,5%	27,8%	31,2%	36,8%	39,0%	41,1%

Ensemble des fonctions publiques territoriale et hospitalière

FPH et FPT - Femmes							
Avant l'âge de	1943	1944	1945-1946	1947-1948	1949-1950	1951 1er sem	1951 2nd sem
49 ans et 11 mois	90,9%	91,4%	92,0%	92,6%	92,4%	93,2%	92,8%
59 ans et 11 mois	82,1%	81,9%	83,7%	81,3%	82,5%	84,5%	83,1%
60 ans	37,0%	39,1%	43,6%	50,3%	58,7%	60,7%	80,2%
60 ans et 1 mois	34,3%	36,8%	40,7%	45,6%	52,6%	55,8%	79,8%
60 ans et 2 mois	32,1%	35,1%	38,8%	43,1%	50,0%	53,2%	79,5%
60 ans et 3 mois	30,5%	33,5%	37,0%	40,9%	47,4%	50,7%	77,6%
60 ans et 4 mois	29,1%	32,1%	35,5%	39,0%	45,3%	48,7%	52,9%
60 ans et 11 mois	22,9%	26,0%	28,9%	31,1%	36,2%	37,9%	39,8%

FPH et FPT - Hommes							
Avant l'âge de	1943	1944	1945-1946	1947-1948	1949-1950	1951 1er sem	1951 2nd sem
49 ans et 11 mois	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	99,9%	99,7%	99,7%
59 ans et 11 mois	100,0%	100,0%	96,7%	72,3%	71,5%	76,5%	75,3%
60 ans	29,0%	30,3%	34,9%	43,5%	49,6%	53,7%	69,4%
60 ans et 1 mois	26,2%	27,8%	32,1%	38,9%	44,7%	48,8%	68,6%
60 ans et 2 mois	24,4%	26,2%	30,5%	36,7%	42,6%	46,6%	68,2%
60 ans et 3 mois	23,0%	24,4%	28,7%	34,7%	40,7%	44,3%	66,7%
60 ans et 4 mois	22,0%	23,3%	27,4%	33,2%	39,2%	42,6%	46,6%
60 ans et 11 mois	17,0%	18,3%	22,0%	26,4%	32,0%	35,3%	37,3%

FPH et FPT - Ensemble							
Avant l'âge de	1943	1944	1945-1946	1947-1948	1949-1950	1951 1er sem	1951 2nd sem
49 ans et 11 mois	94,7%	94,9%	95,3%	95,5%	95,3%	95,7%	95,5%
59 ans et 11 mois	89,5%	89,2%	89,1%	77,8%	78,1%	81,4%	80,1%
60 ans	33,7%	35,5%	40,0%	47,6%	55,1%	58,0%	76,1%
60 ans et 1 mois	31,0%	33,1%	37,1%	42,9%	49,5%	53,1%	75,5%
60 ans et 2 mois	29,0%	31,5%	35,3%	40,6%	47,1%	50,7%	75,1%
60 ans et 3 mois	27,4%	29,8%	33,6%	38,5%	44,8%	48,2%	73,4%
60 ans et 4 mois	26,1%	28,5%	32,2%	36,7%	42,9%	46,3%	50,5%
60 ans et 11 mois	20,4%	22,9%	26,0%	29,2%	34,5%	36,9%	38,8%

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et 1951 dont l'information sur l'emploi, les durées constituées et le motif de départ, est correctement remplie.

Sources : chiffres calculés par les auteurs à partir de données issues des bases annuelles de la CNRACL.

Tableau 4.2 – Comparaison des courbes de survie

Fonction publique	Genre	Statistique	1943-1944	1944-1945	1945-1946	1946-1947	1947-1948	1948-1949	1949-1950	1950-1951-1	1951-1-1951-2
FPH	Femmes	Log-Rank	1%	1%	n.s.	1%	n.s.	1%	n.s.	1%	1%
		Wilcoxon	1%	1%	n.s.	5%	n.s.	1%	n.s.	10%	1%
	Hommes	Log-Rank	n.s.	5%	n.s.	n.s.	n.s.	1%	n.s.	5%	1%
		Wilcoxon	1%	1%	n.s.	1%	1%	n.s.	1%	n.s.	1%
	Ensemble	Log-Rank	1%	1%	n.s.	5%	n.s.	1%	n.s.	1%	1%
		Wilcoxon	1%	1%	n.s.	10%	5%	1%	n.s.	1%	1%
FPT	Femmes	Log-Rank	1%	1%	n.s.	5%	n.s.	1%	5%	1%	1%
		Wilcoxon	1%	1%	n.s.	1%	n.s.	1%	1%	5%	1%
	Hommes	Log-Rank	5%	1%	n.s.	n.s.	5%	1%	1%	n.s.	1%
		Wilcoxon	1%	1%	n.s.	1%	n.s.	1%	1%	1%	1%
	Ensemble	Log-Rank	1%	1%	n.s.	5%	5%	1%	1%	5%	1%
		Wilcoxon	1%	1%	n.s.	n.s.	n.s.	1%	1%	n.s.	1%
Ensemble	Femmes	Log-Rank	1%	1%	n.s.	1%	n.s.	1%	1%	5%	1%
		Wilcoxon	1%	1%	n.s.	1%	n.s.	1%	1%	5%	1%
	Hommes	Log-Rank	5%	1%	10%	n.s.	5%	1%	1%	n.s.	1%
		Wilcoxon	1%	1%	n.s.	1%	n.s.	1%	5%	1%	1%
	Ensemble	Log-Rank	1%	1%	n.s.	1%	5%	1%	1%	n.s.	1%
		Wilcoxon	1%	1%	n.s.	n.s.	n.s.	1%	1%	n.s.	1%

Note : 1 % désigne que les courbes sont significativement différentes au seuil de 1 %, 5 % au seuil de 5 % et 10 % au seuil de 10 % ; n.s. désigne le fait que les courbes ne sont pas significativement différentes.

Sources : estimateurs de comparaison des courbes de survie de Log-Rank et de Wilcoxon calculés par les auteurs.

Tableau 4.3 – Probabilité de départ à partir de l'âge légal

(Probit Y=1 pour un départ à partir de l'âge légal sinon 0 pour un départ avant l'âge légal)

	Modèle 3		Modèle 4	
	Coefficients	effets marginaux	Coefficients	effets marginaux
Année de naissance en variable continue	-0,1878***	(-0,0465)		
Année de naissance (référence 1943 à 1945)				
1946			-1,1598***	(-0,2605)
1947			-2,224***	(-0,4993)
1948			-2,3004***	(-0,5164)
1949			-2,3141***	(-0,5195)
1950			-2,2313***	(-0,5010)
1951-1 ^{er} semestre			-2,0995***	(-0,4714)
1951-2 nd semestre			-2,3919***	(-0,5369)
Genre (homme comme référence)				
femme	-0,9077***	(-0,2245)	-1,8928***	(-0,4250)
Variables d'interactions avec femme				
Année de naissance x femme	0,1762***	(0,0436)		
1946 x femme			1,1945***	(0,2682)
1947 x femme			2,1474***	(0,4821)
1948 x femme			2,1865***	(0,4908)
1949 x femme			2,2293***	(0,5005)
1950 x femme			2,2223***	(0,4990)
1951-1 ^{er} semestre x femme			2,1484***	(0,4824)
1951-2 nd semestre x femme			2,172***	(0,4876)
Catégorie hiérarchique (catégorie A comme référence)				
catégorie B	-0,2726***	(-0,0675)	-0,2746***	(-0,0616)
catégorie C	-0,4823***	(-0,1193)	-0,4884***	(-0,1096)
Fonction publique (FPT comme référence)				
FPH	-0,1796***	(-0,0445)	-0,1852***	(-0,0416)
Passage à temps partiel au cours de la carrière	0,0293***	(0,0072)	0,0431***	(0,0097)
Durée cotisée en trimestre	0,0030***	(0,0007)	0,0034***	(0,0008)
Constante	2,0923***		3,0268***	
Nombre d'observations	261559		261559	

* désigne que la variable explicative est significative au seuil de 10 % ; ** au seuil de 5 % ; *** au seuil de 1 % ; sinon la variable est considérée comme non significative.

Notes : les modèles 3 et 4 reprennent les mêmes spécifications que les modèles 1 et 2 de l'estimation de la probabilité de départ à partir de l'âge légal. La première spécification (modèle 3) présente les résultats de la probabilité de départ à partir de l'âge légal avec l'année de naissance prise en une seule variable discontinue d'année en année. La seconde spécification (modèle 4) présente les résultats pour des années de naissance prises en variables dichotomiques pour les années 1946 à 1951 (les années 1943 à 1945 servant de référence car elles ne sont pas ou quasiment pas touchées par les départs pour carrière longue). Des variables de contrôle pour les filières d'emplois sont intégrées dans les régressions, mais les coefficients ne sont pas présentés, ces derniers étant sensiblement identique à ceux des modèles 1 et 2 du tableau 10.

Deux individus hors filières de la fonction publique hospitalière sont exclus des régressions.

Champ : fonctionnaires territoriaux et hospitaliers sédentaires affiliés à la CNRACL nés entre 1943 et 1951.

Lecture : un signe négatif du coefficient indique que la variable influence la probabilité d'un départ anticipé ; un signe positif indique que la variable influence la probabilité d'un départ à partir de l'âge légal. Par exemple, le fait d'être né en 1946 accroît significativement la probabilité de départ anticipé de 2 points de pourcentage.

www.cdc.retraites.fr

Consultez les publications ou abonnez-vous à leur diffusion sur le site : www.cdc.retraites.fr
A la rubrique études & publications

Une publication de la direction des retraites et de la solidarité de la Caisse des Dépôts
Directrice de la publication : Anne-Sophie Grave – Rédactrice en chef : Isabelle Bridenne
Impression : Imprimerie CDC (75) – Dépôt légal : 1^{er} trimestre 2014 – ISSN : en attente
Contact : isabelle.bridenne@caissedesdepots.fr – 12, avenue Pierre Mendès-France – 75914 Paris cedex 13

GR O U P E

