

cee

CENTRE D'ÉTUDES DE L'EMPLOI

Juin
2008

Le modèle *Sidre* : projeter, en France,
les départs à la retraite

Samia Benallah,
François Legendre

101

Document de travail

Le modèle *Sidre* : projeter, en France, les départs à la retraite

SAMIA BENALLAH

samia.benallah@mail.enpc.fr

*CEE, Centre d'économie de Paris-Nord (CNRS
et Université Paris XIII)*

FRANÇOIS LEGENDRE

francois.legendre@mail.enpc.fr

CEE, Fédération de recherche Tepp (CNRS FR n° 3126)

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 101

juin 2008

ISSN 1629-7997
ISBN 978-2-11-098158-5

LE MODÈLE *SIDRE* : PROJETER, EN FRANCE, LES DÉPARTS À LA RETRAITE¹

Samia Benallah, François Legendre

RESUME

Ce document de travail a pour objet de présenter le modèle *Sidre*, un modèle simple de projection des départs des hommes à la retraite du régime général d'assurance vieillesse – *Sidre* pour Simuler les Départs à la Retraite –. Les données des régimes d'assurance vieillesse sous-estiment en général les durées de cotisation des assurés sociaux. Il en résulte un « biais de révélation » qui pourrait conduire à une surestimation de l'impact des réformes d'allongement des durées de cotisation. Le modèle *Sidre* s'appuie sur les données, d'une part, des enquêtes *Emploi* de l'Insee et, d'autre part, de l'ensemble des dossiers de liquidation des droits de la Caisse nationale d'assurance vieillesse de l'année 2005. Nous distinguons quinze cas différents de départ à la retraite – selon le motif et selon l'âge du départ – et nous développons une méthode qui permet de mettre en correspondance les populations potentiellement éligibles au départ et celles qui partent effectivement. Nous projetons ainsi en supposant les comportements inchangés les départs à la retraite des hommes jusqu'en 2020.

Mots-clefs : Régime d'assurance vieillesse, durée de cotisation, hommes, départ à la retraite, réforme de 2003.

The Sidre Model: a Simulation of Retiring in France

Abstract

This paper aims at setting out the Sidre model, an accessible prediction model concerning men from the common old age pension scheme who apply to be retired. Old age insurance data usually underestimate the lengths of Social Security contributions. It induces a “revelation bias” that could overestimate the effect of contribution lengths’ extension. The Sidre model is based on data from, on the one hand, the Labour forces surveys conducted by the National Institute of Statistics (Insee) and, on the other hand, all the retirement files cleared in 2005. We discern fifteen distinct cases –depending on the reason and age of retirement– and we develop a method that allows a comparison between potentially eligible persons for retirement and the ones who actually retire. In this way, we can predict the retirement of men up to 2020.

Key words: *old age pension scheme, contribution length, men, retiring, 2003 reform.*

¹ Merci à Isabelle Bridenne, Charline Hatot-Médarian et Vincent Poubelle de la Direction de la prospective et de la coordination des études de la Caisse nationale d'assurance vieillesse pour l'aide qu'ils nous ont apportée dans la réalisation du modèle *Sidre*. Une première version de ce travail a bénéficié des remarques de Najat El Mekkaoui de Freitas.

INTRODUCTION

En FRANCE, les durées de cotisation au régime général d'assurance vieillesse ne sont qu'imparfaitement connues. Les dossiers de liquidation des droits à la retraite ne permettent notamment pas de bien évaluer les durées de cotisation au-delà de la durée requise pour le «taux plein». BOZIO (2006) parle de «biais de révélation» pour caractériser cette situation : les assurés sociaux cessent, quand ils reconstituent leur carrière, leur recherche de trimestres de cotisation dès que le «taux plein» leur est acquis. Si la durée de cotisation exigée s'accroît par exemple d'un trimestre, l'assuré social va approfondir sa recherche pour tenter d'obtenir ce trimestre supplémentaire. L'assuré peut aussi entreprendre les démarches qui vont lui permettre de régulariser sa carrière. Un durcissement de la législation peut ainsi faire apparaître des trimestres de cotisation «en plus», comme s'ils étaient créés *ex nihilo*.

Le modèle SIDRE a donc pour premier objet de mobiliser une autre source d'information pour reconstruire, par génération, une durée de cotisation à l'assurance vieillesse. Plus précisément, nous nous proposons, à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSÉÉ, de tracer une projection en matière d'âge de départ à la retraite. Dans ces enquêtes, nous utilisons l'âge de fin d'études et nous limiterons alors notre modèle aux hommes. Il n'est en effet pas trop hasardeux de déduire la durée de cotisation à partir de cet âge de fin d'études pour les hommes ; pour les femmes, en revanche, cette information est trop lacunaire puisque les femmes, pour les générations qui partent présentement à la retraite, étaient nombreuses à interrompre leur carrière pour s'occuper de leurs enfants. Les femmes sont en outre plus vulnérables que les hommes sur le marché du travail ; elles ont ainsi, plus souvent, des carrières incomplètes. Nous nous limitons en conséquence, volontairement, aux hommes pour obtenir les résultats les plus fiables possible.

Dans la première partie de ce document de travail, nous décrivons les données utilisées ; dans la seconde partie, nous présentons la méthodologie développée et les principaux résultats à l'horizon 2020.

1 LES DEUX SOURCES DE DONNÉES UTILISÉES

L'originalité de notre modèle consiste à mobiliser les enquêtes *Emploi* de l'INSÉÉ (sous-partie 1.1) afin d'obtenir une distribution des durées potentielles de cotisation à l'assurance vieillesse (sous-partie 1.2). Nous avons aussi recours aux données administratives de la Caisse nationale d'Assurance vieillesse – la CNAV – pour distinguer différentes modalités de départ à la retraite (sous-partie 1.3).

1.1 Le recours aux enquêtes *Emploi* de l'Insée

L'enquête *Emploi* de l'INSÉÉ constitue une source particulièrement précieuse pour apporter de la connaissance sur les ressources en main d'œuvre de la FRANCE. Précédemment, l'enquête était réalisée chaque année, en général au mois de mars. Il s'agissait d'une enquête aréolaire – par aire – dont l'unité est le logement. L'enquête était renouvelée par tiers, les logements étant donc suivis trois années consécutives. Depuis 2003, l'enquête est réalisée «en continu», les occupants du logement étant interrogés 6 trimestres de suite. L'article de GOUX (2003) apporte toutes les connaissances utiles sur ces points.

Nous n'allons exploiter que les anciennes enquêtes. Plus précisément, nous retenons la dernière série de ces enquêtes, celle qui s'étend sur les années 1990 à 2002. Nous extrayons de ces enquêtes

les hommes nés entre 1940 et 1965. C'est à partir de ces données que nous nous proposons d'estimer des durées de cotisation au régime général de l'assurance vieillesse.

Il nous faut, dans ces enquêtes, retenir les hommes qui vont devenir prestataires du régime général. Nous allons retenir les hommes qui, au moment de l'enquête, ne sont ni indépendants ni fonctionnaires. Pour ces hommes, la distance à la retraite est particulièrement variable. Nous prenons les générations nées entre 1940 et 1965. Dans l'enquête la plus récente – celle de 2002 – les hommes de la génération 1940 sont, pour certains, déjà à la retraite. Dans l'enquête la plus ancienne – celle de 1990 – les hommes de la génération 1965 sont âgés de 35 ans : la distance à la retraite est alors de l'ordre d'une trentaine d'années.

Nous observons ainsi des individus qui se situent à des instants très différents dans leur carrière professionnelle. C'est la raison pour laquelle, dans ce modèle très simple, nous nous sommes obligés à n'utiliser qu'une information minimale sur ces individus : la génération, bien sûr, l'âge de fin d'études et, enfin, le statut actuel pour sélectionner les «ni indépendants ni fonctionnaires».

La durée de cotisation est alors mesurée comme la différence (en années) entre l'âge de départ à la retraite et l'âge de fin d'études. La durée ainsi calculée est une durée «théorique» : nous considérons que le chômage n'a pas de conséquences sur la validation de trimestres à l'assurance vieillesse. Les périodes de chômage ou de maladie sont en effet, pour la plupart d'entre elles, assimilées à des périodes d'activité et permettent donc de valider des trimestres au titre de l'assurance vieillesse. HAIRAULT *et al.* (2004) utilisent, de la même manière, l'âge de fin d'études comme un *proxy* de l'âge auquel un premier emploi est obtenu.

En revanche, les périodes d'inactivité ne sont pas toutes validées par les régimes de retraite. Ces périodes sont plus fréquentes chez les femmes : il serait alors beaucoup plus hasardeux de reconstituer leur durée de cotisation par cette méthode. C'est pourquoi nous réservons le modèle SIDRE aux hommes. Pour ces derniers, nous ne prenons en compte la période de service national que si elle a été effectuée après la fin des études.

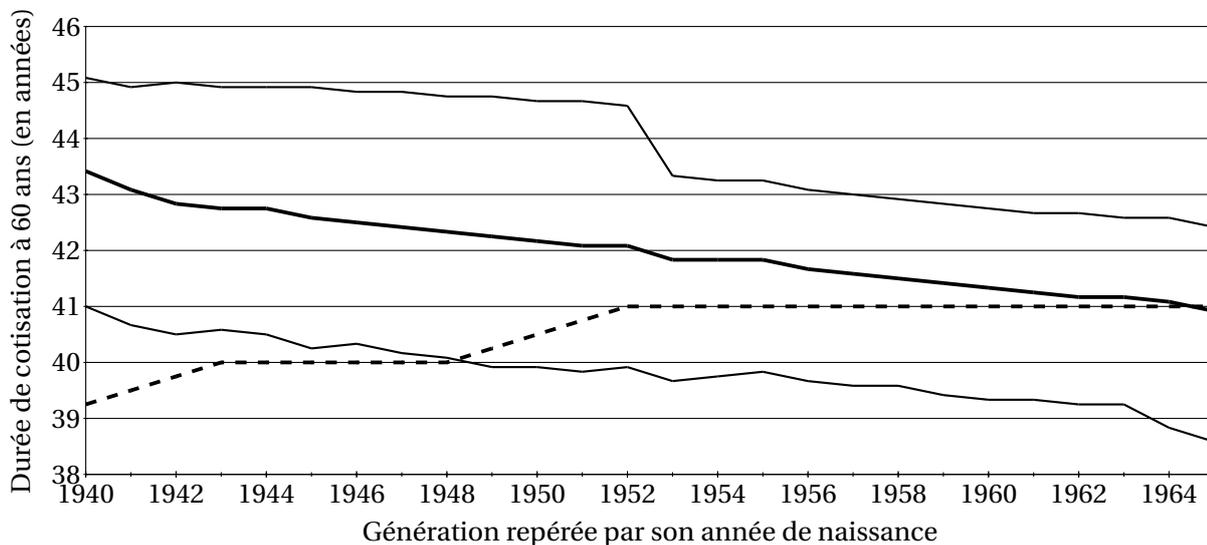
De la sorte, nous nous retrouvons à la tête d'un corps de données de taille relativement importante (voir l'annexe A). En chiffres bruts, nous mobilisons de l'ordre de 13 000 individus enquêtés par génération, soit au total plus de 300 000 individus. En chiffres pondérés, ces individus représentent en moyenne de l'ordre de 330 000 par génération. Comme la taille moyenne d'une génération d'hommes est de l'ordre de 400 000 – pour les générations que nous étudions –, nous isolons en retenant les hommes «ni indépendants ni fonctionnaires» une population qui constitue, en moyenne, 83 % du total des hommes. C'est à partir de ces données que nous allons chercher à estimer par génération une distribution des durées de cotisation à l'assurance vieillesse.

1.2 Une distribution des durées de cotisation par génération pour les hommes

Nous calculons la durée de cotisation à partir de l'âge de fin d'études, tel qu'il est déclaré dans l'enquête *Emploi*. Nous ne prenons pas en compte les observations pour lesquelles cette variable n'est pas renseignée. Par contre, quand il est indiqué «n'a jamais fait d'études», nous retenons l'âge de la fin de la scolarité obligatoire – 14 ans puis 16 ans à compter de la génération née en 1945 – pour les gens de nationalité française par naissance. Pour les autres individus, nous supposons qu'il s'agit pour la plupart de personnes d'origine étrangère qui sont venus en FRANCE à l'âge adulte. Nous leur attribuons un âge à la première cotisation au hasard dans une loi uniforme comprise entre 18 et 26 ans. Il nous faut, une dernière fois, insister sur la spécificité

de notre évaluation : le chiffre calculé est un majorant – une durée de cotisation « potentielle » en quelque sorte – puisque nous assimilons âge de fin d'études et âge d'entrée dans l'emploi.

FIG. 1 – Premier quartile, médiane et dernier quartile d'une durée de cotisation « théorique » estimée à l'âge de 60 ans pour les hommes par génération



Source : Enquêtes *Emploi* de l'INSEE de 1990 à 2002 ; les calculs utilisent la pondération des enquêtes.

Champ : Hommes ni indépendants ni fonctionnaires au moment de l'enquête.

Lecture : La médiane de la durée de cotisation « théorique » à 60 ans, estimée à partir de l'âge de fin d'études, pour les hommes nés en 1940 est égale à 43,4 années. La courbe en trait pointillé figure la durée de cotisation requise pour le « taux plein ».

Les courbes de la figure 1 font ainsi apparaître des durées de cotisation à 60 ans élevées. La durée médiane s'établit, pour la génération de 1940, à plus de 43 ans et demi. La médiane de l'âge de fin d'études pour cette génération est ainsi inférieure à 17 ans. La baisse de la durée de cotisation est relativement vive en début de période ; elle se ralentit ensuite. La durée médiane baisse d'une année en l'espace de 4 générations au début ; en l'espace de 8 générations ensuite ; en l'espace de 13 générations enfin. On trouve dans CORNILLEAU et STERDYNIK (2003) un graphique comparable.

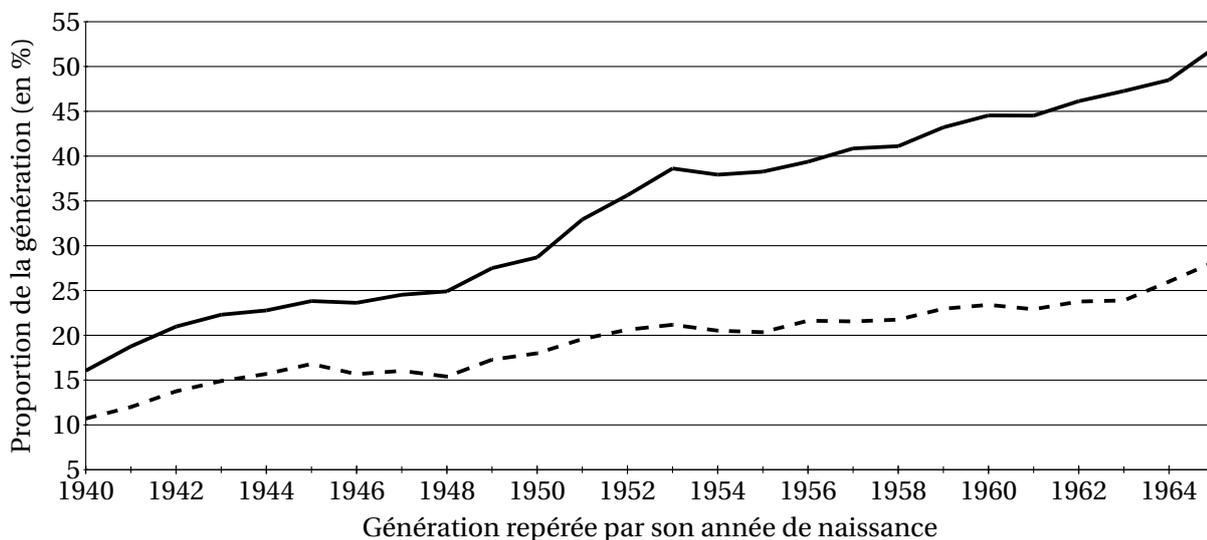
Mais cette figure met aussi en évidence que cette baisse n'est pas uniforme au fil des générations. Le troisième quartile de la durée de cotisation, en début de période, ne diminue pratiquement pas. Il faut attendre la scolarité obligatoire à 16 ans pour les générations nées après 1952 pour enregistrer une baisse nette de ce troisième quartile. On a donc une population nombreuse d'hommes, nés dans les années 1940, qui a commencé à travailler très jeune. Pour les générations nées ensuite, on est frappé par le parallélisme des évolutions du troisième quartile et de la médiane : l'allongement de la durée des études s'est développé dans les mêmes proportions pour les scolarités courtes et les scolarités moyennes.

Le premier quartile de la durée de cotisation évolue, lui aussi, de manière un peu irrégulière. On voit notamment que ce premier quartile, en milieu de fenêtre d'observation, ne baisse que modérément. L'accès à l'enseignement supérieur ne s'est ainsi que lentement diffusé dans les années 1970.

La dernière courbe portée sur la figure 1 a trait à la durée de cotisation requise pour obtenir « le taux plein » du régime général de l'assurance vieillesse. Cette durée requise n'apparaît pas très contraignante pour les premières générations étudiées. Pour autant, on observe un très fort effet de ciseaux : la durée médiane de cotisation est orientée à la baisse ; la durée de cotisation

requisse à la hausse. Cet effet de ciseaux devrait conduire les salariés à reculer, massivement, leur départ à la retraite. Par exemple, pour la génération née en 1943, l'écart entre la durée médiane et la durée requise est de l'ordre de trois années ; cet écart est de l'ordre d'une année pour la génération née en 1952.

FIG. 2 – Proportion d'une génération qui n'aurait pas atteint le «taux plein» à 60 ans (trait plein) et à 62 ans (trait pointillé)

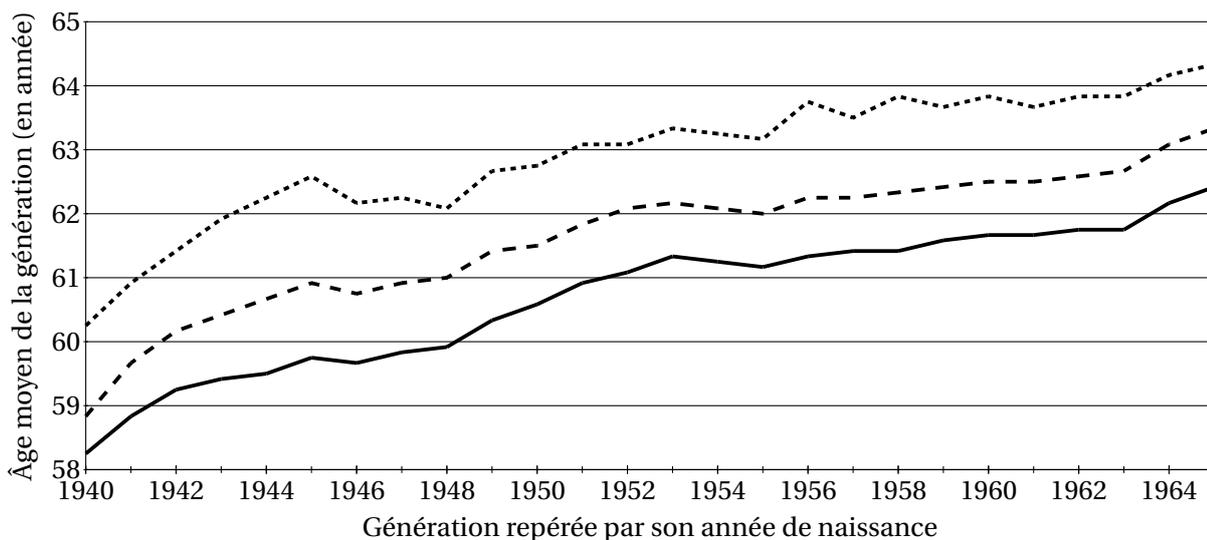


Source : Enquêtes *Emploi* de l'INSÉÉ de 1990 à 2002 ; les calculs utilisent la pondération des enquêtes.

Champ : Hommes ni indépendants ni fonctionnaires au moment de l'enquête.

Lecture : 16,0 % des hommes nés en 1940 n'aurait pas atteint le «taux plein» à 60 ans.

FIG. 3 – Âge auquel 75 % (trait plein), 80 % (premier trait pointillé) et 85 % (second trait pointillé) de la génération obtient le «taux plein» par génération



Source : Enquêtes *Emploi* de l'INSÉÉ de 1990 à 2002 ; les calculs utilisent la pondération des enquêtes.

Champ : Hommes ni indépendants ni fonctionnaires au moment de l'enquête.

Lecture : À 58,8 ans, 80 % des hommes nés en 1940 aurait atteint le «taux plein».

Les figures 2 et 3 apportent des éléments d'information complémentaires sur les durées de cotisation que nous avons estimées à partir des enquêtes *Emploi*. Les courbes de la figure 2

permettent d'évaluer l'effet de ciseaux que nous venons d'évoquer. Le relèvement de la durée de cotisation prévue par la réforme de 2003 affecte ainsi plus particulièrement les hommes nés après 1950. À 60 ans, le quart des hommes de la génération 1948 ne disposerait pas du «taux plein»; cette proportion passe à deux cinquièmes pour la génération 1953, cinq années plus tard. Les effets de la réforme de 2003 ne devraient donc pas s'observer avant 2010.

Toutefois, il apparaît que la dynamique de cet effet de ciseaux est bien moindre quand la durée de cotisation est évaluée à 62 ans – voir la courbe en trait pointillé sur la figure 2. Une proportion limitée des hommes, à 62 ans, ne disposerait pas du «taux plein» et cette proportion n'augmente que modérément au fil des générations.

Les courbes de la figure 3 apportent une information comparable, dans l'espace des âges. L'âge auquel 80 % de la génération dispose du «taux plein» progresse assez vivement pour les générations de 1948 à 1953. Les évolutions sont ensuite relativement inertes puisque cet âge, par exemple, passe de 62 ans à 63 ans pour les générations, respectivement, 1952 et 1964.

Nous nous sommes limités à examiner la distribution des durées potentielles de cotisation, en référence essentiellement à la durée requise pour le «taux plein». Il nous faut cependant mieux prendre en compte les différentes modalités de départ à la retraite, tels qu'ils sont observés dans les données administratives de la CNAV.

1.3 Le recours aux données administratives de la Cnav

Nous avons obtenu de la Caisse nationale d'Assurance vieillesse une partie des données des dossiers administratifs de liquidation des droits à la retraite. Ces données sont, bien sûr, anonymisées. Elles sont relatives à l'ensemble des départs pour l'année 2005 et vont nous permettre d'étalonner notre projection pour cette année.

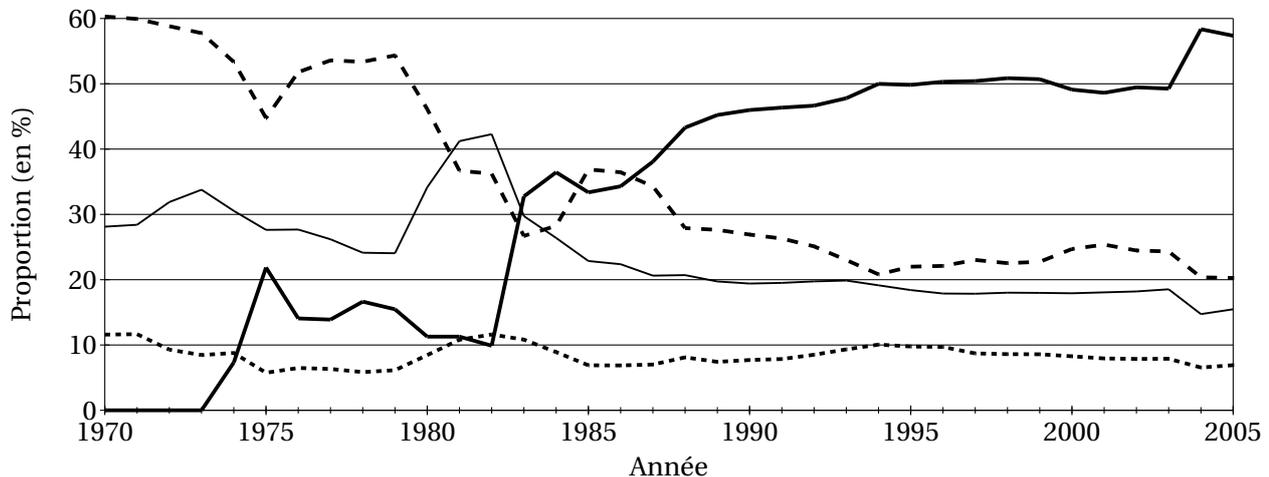
L'une des difficultés que nous avons rencontrées dans l'utilisation des données de la CNAV a trait à la délimitation d'un champ qui puisse correspondre à celui que nous avons retenu pour les enquêtes *Emploi*. Dans ces enquêtes, nous prenons les «ni indépendants ni fonctionnaires». Dans les données de la CNAV, nous avons – et ils sont nombreux – des prestataires qui n'ont validé que quelques trimestres au régime général. Ceux-ci seront des poly-pensionnés et bénéficieront d'une prestation principale d'un autre régime. Nous nous sommes alors limités, dans les données CNAV, aux hommes qui ont validé au moins quatre années au régime général. Les populations ainsi délimitées ne coïncident bien évidemment pas exactement.

Les départs à la retraite peuvent être classés selon la nature de la pension versée. Sur la figure 4, nous avons distingué quatre modalités. Actuellement, la plus grande part des liquidations des droits se fait avant 64 ans avec une pension à «taux plein» – voir la courbe en noir sur cette figure. Le ressaut en 2004 est imputable aux dispositifs de retraite anticipée «longue carrière» et «assurés handicapés». Les départs à 65 ans ou après 65 ans, majoritaires dans les années 1970, se stabilisent entre 20 % et 25 % des départs dans les années 1990. Les départs pour invalidité ou pour inaptitude forment une proportion importante des départs au début des années 1980. Essentiellement, semble-t-il, du fait d'un effet d'assiette : le nombre de départs connaît un point bas assez prononcé ces mêmes années. La proportion des départs pour ce motif est par contre assez stable depuis plus de quinze ans. Enfin, les départs à «taux réduit» – départ des «décotants» – constituent une fraction très stable en oscillant aux alentours de 8 %. Il faudrait donc retenir de ces évolutions une substitution forte, dans les années 1980, des départs avant 64 ans aux départs à 65 ans ou après 65 ans, au «taux plein» dans les deux cas.

En mobilisant les données que nous avons obtenues auprès de la CNAV, il nous est possible, pour l'année 2005, de croiser le motif de départ et l'âge précis auquel ce départ intervient. Les

FIG. 4 – Répartition des départs (hommes et femmes) à la retraite du régime général par motif et par année

- Trait plein gras : Départs au « taux plein » avant 65 ans ;
- Premier trait pointillé : Départs au « taux plein ou majoré » à 65 ans ou après 65 ans ;
- Second trait pointillé : Départs au « taux réduit » ;
- Trait plein maigre : Départs pour invalidité ou inaptitude.



Source : Caisse nationale d'Assurance Vieillesse.

Champ : Tous départs du régime général, femmes et hommes.

Lecture : La proportion de personnes, parmi les prestataires du régime général auxquels une pension de droits directs a été attribuée en 1970, qui ont bénéficié d'une pension à « taux plein » ou à « taux majoré » en étant âgées de plus de 65 ans est de 60,3 %.

chiffres obtenus sont portés dans le tableau 1. On voit, bien sûr, que les départs pour inaptitude ou invalidité se concentrent aux âges de 60 et 61 ans. Les départs au titre du dispositif de retraite anticipée sont massifs : près de 40 000 hommes ont ainsi pu partir à la retraite avant 57 ans en 2005. Les départs au « taux plein » avant 65 ans s'effectuent pour la majorité à 60 ans – près de 70 % – et pour une forte minorité à 61 ans – près de 20 %. Les départs à 65 ans ou après 65 ans ont lieu la plupart à 65 ans – près de 70 % des cas. Enfin, les départs à « taux réduit » se concentrent à 60 ans – de l'ordre de 60 % – et à 61 ans – près de 25 % de ces départs.

Dans ce tableau, les chiffres sont relatifs aux départs en 2005 ; ils concernent *a priori* des générations différentes. Onze générations sont ainsi distinguées : les « 57 ans et moins », les « 58 ans », ..., les « 67 ans et plus ». Ces différentes générations sont bien sûr de taille différente. Nous ne pouvons donc pas, sans hypothèse supplémentaire, en déduire des proportions *par génération*. Nous recourons alors aux données extraites des enquêtes *Emploi* et faisons les deux hypothèses suivantes pour identifier des proportions *par génération*.

1. La population extraite des enquêtes *Emploi* est représentative du champ que nous avons délimité pour les données CNAV – le champ « hommes ayant validé au moins quatre années au régime général ».
2. Les proportions par génération pour chacune des modalités de départ que nous distinguons sont égales pour les onze générations que nous considérons.

Avec ces deux hypothèses, nous trouvons que la population extraite des enquêtes *Emploi* est, spontanément, plus grande d'un facteur 1,15 que la population issue des données CNAV. Nous redressons alors uniformément le poids des observations des enquêtes *Emploi* et nous pouvons ainsi calculer les proportions par génération qui sont portées dans le tableau 1. Par construc-

TAB. 1 – Nombre de départs à la retraite en 2005 pour les hommes par modalité et par génération et proportion de la génération concernée

Génération	1938 et –	1939	1940	1941	1942	1943	1944	1945	1946	1947	1948 et +
Âge	67 et +	66	65	64	63	62	61	60	59	58	57 et –
Inaptitude	—	—	331 ε %	750 ε %	1 093 ε %	1 435 ε %	4 137 1 %	15 102 5 %	—	—	—
Invalidité	—	—	—	—	—	—	2 020 1 %	17 748 6 %	—	—	—
Pension à taux réduit	—	—	268 ε %	439 ε %	734 ε %	1 180 ε %	3 941 1 %	9 144 3 %	—	—	—
Retraite anticipée	—	—	—	—	—	—	—	—	20 858 5 %	19 334 5 %	37 055 9 %
Départ après 65 ans	4 779 2 %	7 982 3 %	25 028 9 %	—	—	—	—	—	—	—	—
Taux plein entre 60 et 64 ans	—	—	—	5 140 2 %	6 544 2 %	8 929 3 %	24 406 8 %	95 087 31 %	—	—	—

Sources : Caisse nationale d'Assurance vieillesse et Enquêtes *Emploi* de l'INSEE de 1990 à 2002.

Unités : Nombre d'hommes pour les départs, pourcentage de la génération pour la proportion.

Champ : Hommes ayant validé au moins quatre années au régime général, soit 313 498 individus, pour les données CNAV et hommes ni indépendants ni fonctionnaires au moment de l'enquête pour les données INSEE.

Lecture : Le premier chiffre est le nombre de départs à la retraite en 2005, par modalité et par génération. Ce chiffre est obtenu à partir des données de la CNAV. Le second chiffre, en pourcentage, est la proportion de la génération concernée. Les données de l'INSEE sont utilisées, en plus, pour calculer cette proportion. En 2005, 95 087 hommes sont partis à 60 ans en bénéficiant du « taux plein » ; ces hommes représentent 31 % de leur génération – et cette génération est née en 1945.

tion, avec nos hypothèses, la somme de ces proportions est égale à 1. Pour relâcher la seconde hypothèse, il nous faudrait disposer de statistiques détaillées pour les hommes sur les départs antérieurs aux années 2005. Ceci pourrait constituer un perfectionnement du modèle SIDRE.

Ces proportions permettent de relativiser les chiffres bruts portés dans ce tableau. Par exemple, on observe 37 055 départs en retraite anticipée à l'âge de 57 ans et moins et on n'observe que 25 028 départs au « taux plein » à l'âge de 65 ans. Pour autant, ces deux nombres constituent une proportion comparable de la génération concernée, de l'ordre de 9 %. Ces proportions jouent un rôle central dans notre exercice de projection des départs à la retraite comme nous allons le développer.

2 MÉTHODOLOGIE ET RÉSULTATS

Nous présentons d'une part notre algorithme de projection des départs à la retraite (sous-partie 2.1) ; nous discutons d'autre part des résultats que nous obtenons par cette méthode (sous-partie 2.2).

2.1 La projection des départs à la retraite

À partir du tableau 1, nous isolons quinze modalités « stylisées » de départ. Ces quinze modalités sont listées dans le tableau 2. Des modalités rares ont été regroupées avec des modalités plus fréquentes. Par exemple, les départs pour inaptitude et invalidité ont été ramenés à deux

TAB. 2 – Détermination des taux de départ

Numéro	Modalité	Part de la génération		Taux de départ
		Cible	Potentielle	
1	Retraite anticipée à 57 ans	9	35	26
2	Retraite anticipée à 58 ans	5	27	18
3	Retraite anticipée à 59 ans	6	38	16
4	Inaptitude ou invalidité à 60 ans	11	93	12
5	Taux plein à 60 ans	32	59	54
6	Taux réduit à 60 ans	3	21	15
7	Inaptitude ou invalidité à 61 ans	2	49	4
8	Taux plein à 61 ans	8	24	33
9	Taux réduit à 61 ans	2	21	10
10	Taux plein à 62 ans	3	8	38
11	Taux plein à 63 ans	2	4	47
12	Taux plein à 64 ans	2	2	91
13	Départ à 65 ans	10	16	63
14	Départ à 66 ans	3	5	55
15	Départ à 68 ans	2	2	100

Unités : En % de la génération ou de la population potentielle pour le taux de départ.

modalités : « Inaptitude ou invalidité à 60 ans » et « Inaptitude ou invalidité à 61 ans ». Les départs à 67 ans et plus ont été limités à des départs à 68 ans seulement. Pour chacune de ces modalités, nous arrêtons une proportion cible en 2005 – voir la première colonne du tableau 2. La somme de ces proportions est égale à 1. Nous déterminons ensuite la taille de la population potentielle en fonction de la durée de cotisation des individus et de la législation. Par exemple, en 2005, avec notre mesure des durées de cotisation, il apparaît que 35 % de la génération née en 1948 pourrait potentiellement bénéficier d'un départ à la retraite anticipée à l'âge de 57 ans – voir la deuxième colonne de ce même tableau. Notre proportion cible, en revanche, est égale à 9 %.

Nous déduisons alors de ces deux chiffres *un taux de départ* qui est égal à 26 % et qui résulte du calcul suivant.

$$26\% = \frac{9\%}{35\%} \times 100\%$$

Ce taux de départ est la proportion d'individus qui sont membres de la population éligible et qui partent effectivement pour ce motif – voir la dernière colonne du tableau 2. De la sorte, la projection est « calée » : en appliquant ce taux de départ, exactement 9 % de la génération née en 1948 va partir en retraite anticipée en 2005. La même logique prévaut pour déterminer les taux de départ aux motifs, respectivement, de la retraite anticipée à 58 ans et de la retraite anticipée à 59 ans.

Ensuite, un traitement séquentiel est mis en œuvre pour retracer les effets de report. Pour le motif « Inaptitude ou invalidité à 60 ans », la population potentielle comprend l'ensemble des individus de la génération qui n'ont pas pu encore bénéficier d'un départ à la retraite – soit, en 2005, 93 % de la génération. Le taux de départ est ainsi de 12 % : 12 % de 93 % donne 11 %, la proportion de la génération qui est née en 1945 et qui part à la retraite à 60 ans au titre de l'inaptitude ou de l'invalidité. L'effet de report dispose donc que, si moins de gens partent en retraite anticipée, plus de gens partiront pour inaptitude ou invalidité. En effet, la proportion de la population potentielle qui part à ces derniers titres est constante : si la taille de ce « vivier » augmente, le nombre de départs s'accroît nécessairement.

Le traitement séquentiel s'applique pour toutes les autres modalités. Les individus qui *i)* sont âgés de 60 ans, *ii)* ne sont pas partis à la retraite et *iii)* disposent de la durée de cotisation requise, constituent la population potentielle pour le motif numéro 5 : « Taux plein à 60 ans ». Dans le tableau 2, on voit que la taille de cette population potentielle était de l'ordre en 2005 de 59 % de la génération contre 32 % pour le taux « cible ». Le taux de départ est alors égal à 54 %. Ce même traitement s'applique pour le motif numéro 6 : « Taux réduit à 60 ans » : la population potentielle est constituée des individus qui ne sont pas encore partis à la retraite et leur départ effectif repose sur un taux de départ dont la valeur est égale à 15 %. Ce taux est maintenu constant en projection. C'est bien sûr contestable puisque, pour cette population, les pénalités financières du départ avant le « taux plein » s'accroissent au fil de la projection. D'un autre côté, la législation relative à la décote s'est assouplie. Il n'est ainsi pas déraisonnable de retenir une hypothèse où ce taux de départ ne varie pas au cours de la projection.

Les trois modalités suivantes – numéros 7 à 9 – ont trait à des individus âgés de 61 ans. La projection pour l'année n mobilise alors les individus qui étaient âgés de 60 ans l'année $n - 1$ et qui ne sont pas encore partis à la retraite⁴. Ces individus pourront partir à la retraite, en séquence, au titre, soit « Inaptitude ou invalidité à 61 ans », soit « Taux plein à 61 ans », soit enfin « Taux réduit à 61 ans ».

Pour les six dernières modalités, la projection est récursive : à chaque fois, la population potentielle est déterminée à partir des résultats de la projection de l'année précédente. Enfin, le taux de départ est fixé à 100 % pour le dernier motif : de la sorte, nous nous assurons que la totalité de la population est à la retraite à partir de 68 ans.

La dynamique de la projection est bien retracée dans le tableau 3. Les chiffres portés en gras dans ce tableau, relatifs à l'année 2005, sont exogènes. En effet, les taux de départ sont calculés de sorte que ces chiffres soient exactement obtenus. Par contre, les autres chiffres résultent du fonctionnement de la projection pour des années de départ postérieures à 2005⁵.

Il nous faut enfin observer que notre méthode a pour but de réduire le biais systématique de sur-estimation des durées de cotisation quand elles sont calculées au moyen de l'âge de fin d'études. Cette sur-estimation nous conduit à sur-estimer la taille des populations potentielles pour chacune des modalités de départ à la retraite. Pour autant, la méthode est calée sur des proportions par génération réelles, issues des données de la CNAV, en ayant recours à des taux de départ qui sont, eux, par conséquent sous-estimés. Sur-estimation des durées de cotisation et sous-estimation des taux de départ se compensent : notre méthode pourrait délivrer des résultats fiables.

2.2 Les résultats du scénario de référence

Nous commentons tout d'abord les résultats portés dans le tableau 3 ; ensuite, nous discuterons de l'évolution de 2005 à 2020 des deux grandeurs agrégées projetées : l'âge moyen de départ à la retraite et le nombre de départs.

Au tableau 3, on voit tout d'abord que la proportion des retraites anticipées va s'amenuiser

4. Notre algorithme s'apparente là clairement aux méthodes de projection de population où, pour retracer les décès, il est appliqué, de manière itérative au fil des années en projection, un taux de mortalité à la fraction survivante de chaque génération.

5. La projection débute en fait en 1996 ; il faut en effet pouvoir disposer de l'ensemble du processus pour la dernière génération à partir à la retraite en 2005, la génération de 1937. Les départs en retraite anticipée sont, avant 2004, « transformés » en départ à 60 ans ; le taux de transformation est obtenu par tâtonnement de sorte que la proportion de la population potentielle de la génération de 1937 pour le départ à 68 ans soit exactement égal à 2 %.

TAB. 3 – Départs simulés à la retraite à partir de 2005 par modalité et par génération

Motif	Génération 19...																		
	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55
Retraite anticipée à 57 ans	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	9	9	8	8	8	[5]	5	4
Retraite anticipée à 58 ans	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	5	5	5	4	4	[4]	3	3	2
Retraite anticipée à 59 ans	-	-	-	-	-	-	-	-	-	6	5	5	4	4	[4]	4	4	4	3
Inaptitude ou invalidité à 60 ans	-	-	-	-	-	-	-	-	11	10	10	10	10	[10]	10	10	10	11	11
Taux plein à 60 ans	-	-	-	-	-	-	-	-	32	29	26	26	25	[23]	21	20	21	21	21
Taux réduit à 60 ans	-	-	-	-	-	-	-	-	3	3	3	3	3	[4]	4	4	5	5	5
Inaptitude ou invalidité à 61 ans	-	-	-	-	-	-	-	2	2	2	2	2	[2]	2	2	2	2	2	2
Taux plein à 61 ans	-	-	-	-	-	-	-	8	7	6	5	5	[5]	4	4	4	4	4	4
Taux réduit à 61 ans	-	-	-	-	-	-	-	2	2	2	2	2	[2]	3	3	3	3	3	3
Taux plein à 62 ans	-	-	-	-	-	-	3	5	4	4	3	[3]	3	2	2	2	1	1	1
Taux plein à 63 ans	-	-	-	-	-	2	2	3	3	2	[2]	2	1	1	1	1	1	1	1
Taux plein à 64 ans	-	-	-	-	2	2	2	3	2	[2]	1	1	1	1	ε	ε	ε	ε	ε
Départ à 65 ans	-	-	-	10	11	13	13	17	[17]	17	17	17	19	21	22	24	26	26	26
Départ à 66 ans	-	-	3	3	4	4	4	[5]	5	5	5	6	6	7	7	8	8	8	-
Départ à 68 ans	2	2	2	3	3	[3]	3	4	4	4	4	5	5	5	6	6	-	-	-

Unités : En % de la génération concernée.

Source : Calcul des auteurs (modèle SIDRE, CEE) et données INSÉE et CNAV.

Lecture : La proportion de leur génération d'hommes nés en 1948 qui partent à la retraite anticipée à 57 ans en 2005 est égale à 9 %. La projection est calée pour que cette proportion, obtenue à partir des données de la CNAV, soit exactement engendrée ; c'est pour cette raison que le chiffre est porté en gras. Les proportions portées entre crochets ont trait aux départs à la retraite projetés en 2010 ; nous voulons de la sorte représenter les différentes générations qui partent à la retraite cette année là.

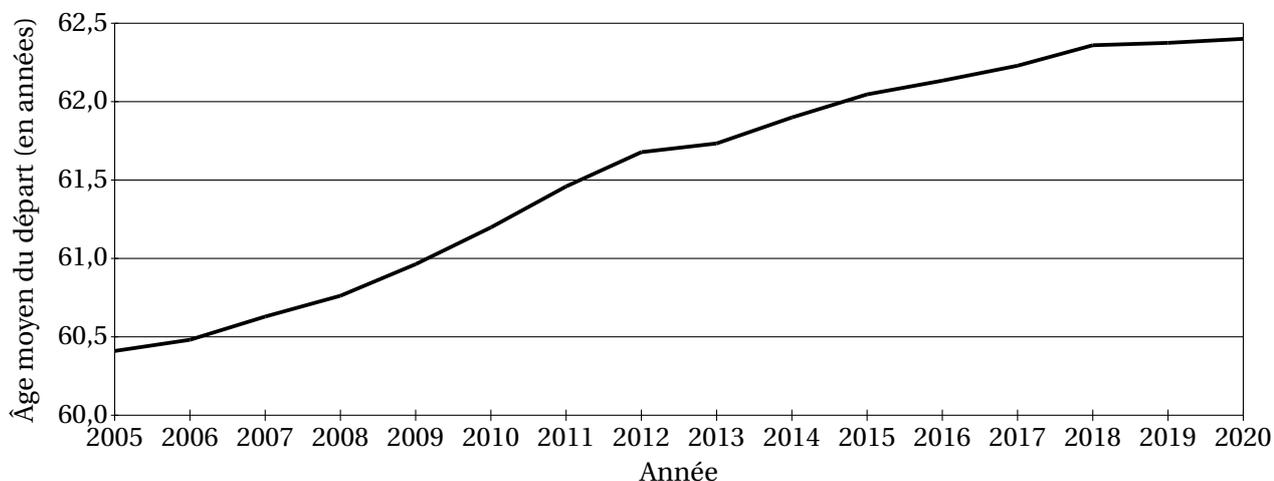
assez rapidement. En 2005-07, près d'un cinquième – 19 % – de la génération 1948 bénéficierait d'un départ anticipé ; cette proportion tombe à près d'un dixième – 9 % – pour la génération 1955. La proportion des départs à 60 ans au «taux plein» connaît elle aussi une évolution sensible à la baisse : elle passe de 32 % à 21 % pour, respectivement, les générations 1945 et 1951. Cette proportion toutefois se stabilise par la suite. Les départs au «taux plein» à 61 ans présentent un profil similaire : baisse sensible dans un premier temps ; stabilisation ensuite. En revanche, les départs au «taux plein» aux âges compris entre 62 et 64 ans ne connaissent pas une évolution monotone. Dans un premier temps, ils augmentent sous l'effet des reports liés à la diminution des départs à 60 ou à 61 ans. Dans un second temps, ils diminuent en raison de la baisse de la durée de cotisation.

La proportion des départs à 65 ans ou au-delà de 65 ans progresse assez vivement. Cette proportion serait égale à 16 % pour la génération de 1940 ; elle s'établirait à 38 % pour la génération de 1952. Notons aussi le rôle de «voiture balai» que joue le départ à 65 ans ; ce dernier concernerait à partir de 2010 plus d'un quart des générations. Notre projection retrace bien ainsi qu'une fraction considérable des salariés du régime général devrait ne partir à la retraite qu'à un âge plus élevé.

Cependant, nous mettons aussi en évidence qu'une autre partie de cette population ne devrait pas voir son âge de départ reculer. Les proportions de départs pour inaptitude ou invalidité, à 60 ou à 61 ans, restent stables ; elles sont même légèrement orientées à la hausse. En effet, la population potentielle des inaptes au travail et des invalides augmente dans la projection au fil des années en raison de la diminution des départs en retraite anticipée. Nous obtenons des résultats qui restent cependant plus faibles que ceux mis en avant par BOZIO (2006) qui estime

que « la réforme a augmenté la probabilité de liquider une pension invalidité ou pour inaptitude de 2 à 4 %, voire même de 13 à 15 % pour les personnes touchées à la marge » (p. 15).

FIG. 5 – Âge moyen projeté de départ à la retraite du régime général pour les hommes



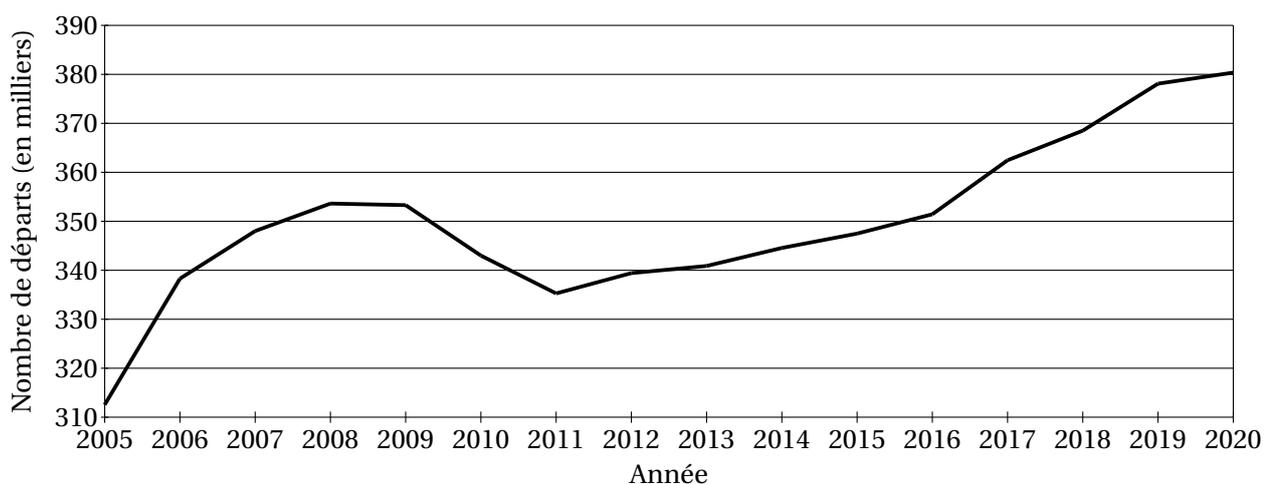
Source : Calculs des auteurs (modèle SIDRE, CEE) et données INSÉÉ et CNAV.

Champ : Hommes ayant validés au moins quatre années au régime général.

Lecture : L'âge moyen des hommes qui partiraient à la retraite en 2006 serait égal à 60,48 ans.

Notre exercice, en outre, montrerait qu'une fraction croissante de salariés partirait au « taux réduit », à 60 ou à 61 ans. Pour la génération née en 1945, la proportion serait de l'ordre de 5 % ; elle s'établirait à 8 % pour la génération de 1955. Cette évolution peut être discutée. Le caractère quasi confiscatore du mécanisme de la décote a toutefois été amoindri par la réforme de 2003. Il se peut ainsi que les pertes financières d'un départ anticipé ne s'accroissent pas en moyenne très fortement. La baisse des durées de cotisation serait compensée par l'assouplissement de la décote.

FIG. 6 – Nombre projeté de départs à la retraite du régime général pour les hommes



Source : Calculs des auteurs (modèle SIDRE, CEE) et données INSÉÉ et CNAV.

Champ : Hommes ayant validés au moins quatre années au régime général.

Lecture : Le nombre d'hommes qui partiraient à la retraite en 2006 serait égal à 338 000.

Notre projection trace des évolutions détaillées qui semblent vraisemblables. Quels enseignements, au niveau agrégé, peut-on en retirer ? Sur la figure 5, l'âge moyen de départ à la retraite

qui résulte de notre projection a été porté. L'examen de l'évolution de cet âge livre les trois enseignements suivants.

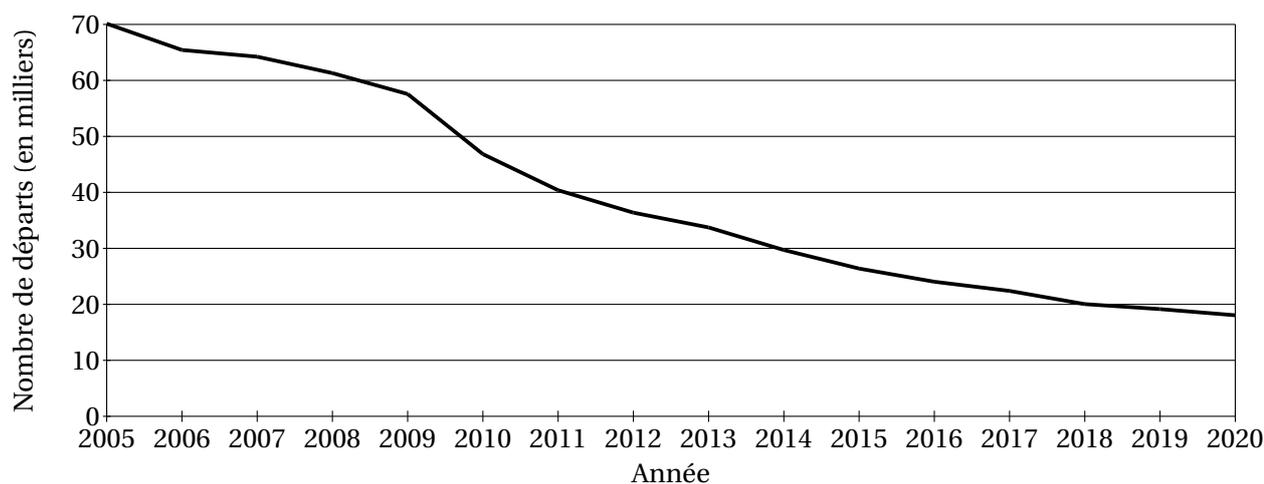
1. L'âge moyen se relève progressivement à compter de 2005 jusqu'en 2012 ; ce relèvement est d'abord limité, il est plus vif au début des années 2010.
2. Le relèvement reste d'une faible ampleur ; l'âge moyen passerait de 60,4 en 2005 à 61,7 ans en 2012 : il augmente ainsi de deux mois par an en moyenne.
3. À partir de 2012, cette dynamique à la hausse de l'âge moyen s'épuise ; l'âge moyen s'établirait à 62,4 ans en 2020 : l'augmentation moyenne entre 2012 et 2020 serait alors d'un mois par an.

Le nombre de départs à la retraite est une seconde grandeur agrégée que l'on peut obtenir à partir de notre exercice de projection. L'évolution de ce nombre, entre 2005 et 2020, est portée à la figure 6. Les évolutions sont assez marquées. Le nombre de départs augmente de 8 % en 2006 et 3 % en 2007 ; il se stabilise ensuite ; il diminue de 3 % en 2010 puis encore de 2 % en 2011. Le « choc » de 2006-2008 – celui qui marque le départ à la retraite des premières classes pleines du *baby boom* – n'est donc qu'imparfaitement amorti par le dispositif des retraites anticipées « longue carrière ».

Les évolutions de l'âge moyen et du nombre de départs à la retraite sont bien sûr liées. Il est commode ainsi de distinguer, grossièrement, trois phases – pour ce qui a trait aux quinze prochaines années.

1. Dans un premier temps, l'âge moyen ne recule que faiblement et le nombre de départs s'accroît ainsi fortement ;
2. Ensuite, l'âge moyen progresse vivement et le nombre de départs se stabilise ;
3. Enfin, le mouvement de recul de l'âge moyen semble s'épuiser et le nombre de départs progresse de nouveau.

FIG. 7 – Nombre projeté de départs à la retraite anticipée du régime général pour les hommes



Source : Calculs des auteurs (modèle SIDRE, CEE) et données INSÉE et CNAV.

Champ : Hommes ayant validés au moins quatre années au régime général.

Lecture : Le nombre d'hommes qui partiraient à la retraite anticipée en 2006 serait égal à 65 000 dans le scénario de référence.

À la figure 7, nous avons porté le nombre de départs à la retraite anticipée. On sait que ce dispositif a rencontré un succès inattendu. En projection, pour le scénario de référence, nous supposons, d'une part, que la législation restera inchangée quant à l'éligibilité à ce dispositif et,

d'autre part, que la participation sera, en termes relatifs, tout autant soutenue. Nous obtenons ainsi un nombre de départs à la retraite anticipé qui ne décroît que faiblement au cours du temps. Il faudrait, par exemple, attendre 2012 pour que le nombre de départs pour ce motif soit réduit de moitié par rapport à son niveau de 2005.

Il nous reste à apprécier la sensibilité de nos résultats aux hypothèses qui ont été retenues. Pour ce faire, nous avons construit des scénarios alternatifs qui constituent des « variantes » par rapport à notre scénario de référence.

2.3 Une « variante haute » et une « variante basse »

Nous entendons par « variante haute » le scénario où les départs à la retraite, quel que soit le motif, sont en nombre plus élevés par rapport au scénario de référence. Plus précisément, nous avons supposé de manière arbitraire une hausse de 10 % des départs par rapport aux nombres que le scénario de référence engendre. Cette hausse est étalée sur dix ans de 2006 à 2015 : en 2006, la hausse est de 1 % ; en 2007, la hausse est de 2 % ; . . . ; en 2015 et au-delà, de 10 %. Cette variante haute est surtout destinée à mesurer la sensibilité de nos résultats aux hypothèses retenues.

La « variante basse » cherche à tracer des évolutions alternatives plus vraisemblables, évolutions de recul supplémentaire de l'âge du départ à la retraite. Nous avons ainsi retenu différentes hypothèses selon les modalités de départ :

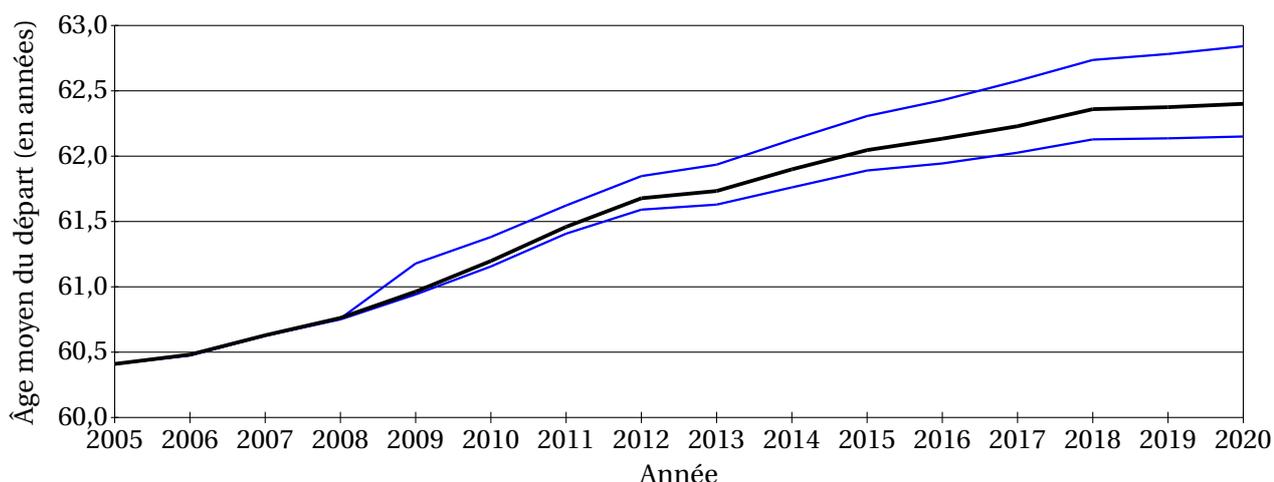
1. au motif de l'inaptitude ou de l'invalidité, à 60 ans et à 61 ans, nous en restons à la mécanique du scénario de référence qui engendre – *cf.* le tableau 3 – des proportions en projection à peu près constantes – respectivement 10 % et 2 % de la génération à 60 ans et à 61 ans ;
2. au motif des départs à taux réduit, à la différence du scénario de référence où la proportion de départs à ce titre s'accroît au fil des années, nous « bloquons » la proportion en retenant les taux suivants : 3 % pour le départ à 60 ans et 2 % à 61 ans ;
3. au motif des départs anticipés « longue carrière » et « assurés handicapés », nous supposons la reconduction du dispositif après 2008, sous des formes plus restrictives : nous simulons ainsi un tiers de départs en moins par rapport au scénario de référence pour ce motif à compter de 2009⁶ ;
4. pour toutes les autres modalités, nous reprenons, sous une forme inversée, la méthode de la « variante hausse » : nous supposons une baisse des départs par rapport au nombre engendré par le scénario de référence ; cette baisse est étalée sur dix ans, de 1 % en 2006 à 10 % en 2015 et après.

Il est difficile d'étalonner ces deux « variantes » : nous avons pris des départs à la retraite, à terme, plus ou moins élevés de 10 % par rapport au scénario de référence. Ce chiffre de 10 % est en partie arbitraire. Il convient d'éprouver le modèle SIDRE en ramenant les écarts relatifs sur les résultats aux écarts relatifs sur les hypothèses.

Ces deux « variantes » permettent de prendre la mesure de l'incertitude qui affecte notre projection. À la figure 8, on voit bien que le relèvement progressif de l'âge moyen du départ est un mouvement tendanciel des quinze prochaines années. Dans le scénario de référence, en quinze

6. On compte, hommes et femmes du régime général, un peu plus de 100 000 départs anticipés par an. Le dispositif des régularisations de cotisations arriérées, qui permet de valider des trimestres même si l'employeur n'a pas versé de cotisations pour, par exemple, un apprenti ou un aide familial, est utilisé par 30 000 personnes par an, la majorité pour bénéficier d'un départ anticipé « carrière longue ». Il ne semble pas ainsi invraisemblable de supposer qu'un durcissement de la législation puisse conduire à une baisse d'un tiers des départs.

FIG. 8 – Variantes haute et basse pour l'âge moyen de départ à la retraite



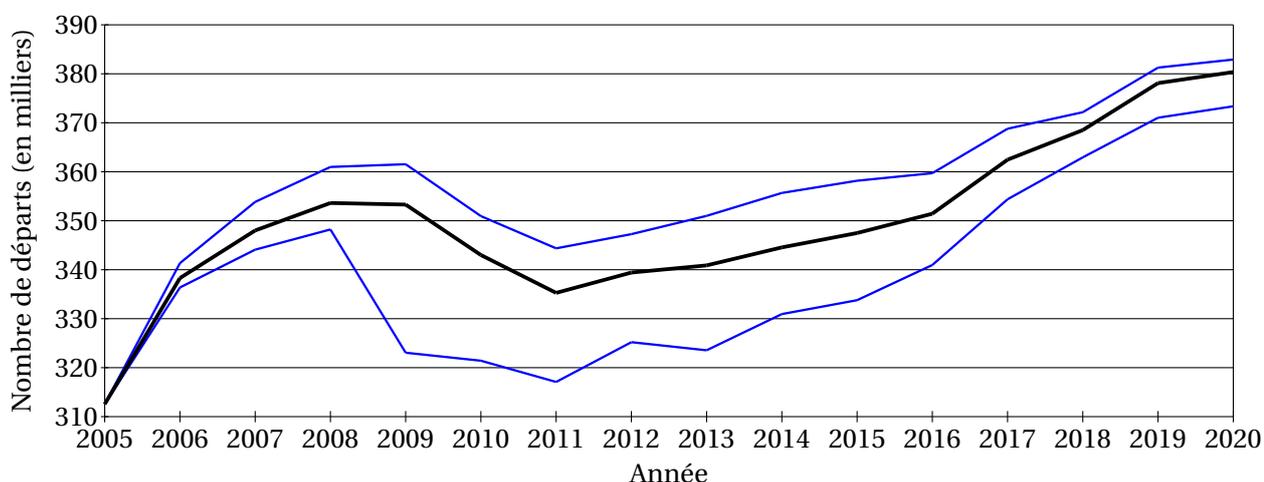
Source : Calculs des auteurs (modèle SIDRE, CEE) et données INSÉÉ et CNAV.

Champ : Hommes ayant validés au moins quatre années au régime général.

Lecture : L'âge moyen des hommes qui partiraient à la retraite en 2006 serait égal à 60,48 ans dans le scénario de référence ; voir le corps du texte pour la définition de la « variante haute » et de la « variante basse ».

ans, cet âge s'accroît de deux ans. Dans les deux variantes, il s'accroît, respectivement, de 1,7 ans et de 2,4 ans. Aussi le recul de l'âge de départ n'apparaît-il guère incertain. Son ampleur est, bien sûr, beaucoup plus dépendante des hypothèses de la projection puisque nous mettons en évidence, par exemple, que le recul, en quinze ans, de l'âge est plus élevé de 20 % pour la « variante basse ».

FIG. 9 – Variantes haute et basse pour le nombre de départs à la retraite



Source : Calculs des auteurs (modèle SIDRE, CEE) et données INSÉÉ et CNAV.

Champ : Hommes ayant validés au moins quatre années au régime général.

Lecture : Le nombre d'hommes qui partiraient à la retraite en 2006 serait égal à 338 000 dans le scénario de référence ; voir le corps du texte pour la définition de la « variante haute » et de la « variante basse ».

En matière de nombres de départs à la retraite, les effets des deux scénarios sont représentés sur la figure 9. À très long terme, nos deux « variantes » n'engendrent pas un niveau moyen plus élevé ou plus faible des départs par rapport au scénario de référence. En effet, les départs plus nombreux, dans la « variante haute », sont ensuite nécessairement compensés par des départs plus faibles à des âges plus élevés – et réciproquement dans la « variante basse ». Pour autant,

nous observons que le nombre de départs est relativement sensible aux hypothèses de la projection. C'est la « variante basse » qui conduit aux résultats les plus différents. Dans cette « variante », les départs sont durablement plus faibles dès 2009, de l'ordre de 30 000 personnes cette année-là. En 2016, le nombre de départs est moindre de 10 000. En moyenne, entre ces deux dates, les départs diminuent de 5 %, par rapport au nombre total simulé dans le scénario de référence. On voit qu'il reste difficile de tracer des perspectives fiables pour ce qui a trait au rythme des départs à la retraite.

CONCLUSION

Dans le modèle SIDRE, nous mobilisons de façon complémentaire deux sources de données pour chercher à mieux comprendre les évolutions probables en matière de départ à la retraite des hommes. En premier lieu, nous recourons aux enquêtes *Emploi* de l'INSÉÉ. Nous en obtenons, pour les hommes, une mesure des durées de cotisation à l'Assurance Vieillesse à partir de l'âge de fin d'études et une évaluation, au fil des générations, du nombre de prestataires futurs du régime général. En second lieu, nous utilisons les dossiers de liquidation de la CNAV pour l'année 2005. Nous en obtenons une ventilation des départs à la retraite par différentes modalités.

Ces deux sources ont ainsi constitué les ingrédients du modèle SIDRE – un modèle de projection des départs à la retraite. En comparant, par modalités de départ, la taille d'une population potentiellement éligible et la taille de la population effectivement concernée, nous avons pu déterminer des taux de départ qui sont ensuite maintenus constants dans la projection. Les inflexions dans les évolutions projetées trouvent ainsi essentiellement leur origine dans l'élévation au fil des générations de l'âge de fin d'études tel qu'il est documenté dans les enquêtes *Emploi* et dans l'augmentation de la durée de cotisation nécessaire pour l'obtention du « taux plein ». Nous supposons ainsi que les comportements, en matière de départ à la retraite, ne vont pas changer.

Le recul de l'âge du départ à la retraite pour les hommes devrait intervenir progressivement en FRANCE ; ce recul apparaît pour autant comme une évolution tendancielle. Trois phases, jusqu'en 2020, peuvent être distinguées. Dans un premier temps, cet âge augmente très peu jusqu'en 2008 et le nombre de départs à la retraite devrait ainsi assez fortement croître ces prochaines années. L'âge de départ augmente plus rapidement de 2009 à 2012, conduisant en conséquence une légère décroissance du nombre de départs à partir de 2009. Enfin, à partir de 2015, l'âge de départ tend à se stabiliser et le nombre de départs à la retraite se remet ainsi à croître assez fortement.

Nos projections sont entachées d'une assez forte incertitude. Nous nous sommes efforcés de mesurer cette incertitude en examinant les conséquences d'une « variante basse » et d'une « variante haute » où les départs à la retraite sont, respectivement, moins ou plus élevés par rapport au scénario de référence. Il résulte de cet exercice que les résultats dépendent assez directement des hypothèses qui sont retenues. Le recul de l'âge pourrait, par exemple, passer de 2 ans à 2,4 ans au cours des quinze prochaines années entre le scénario de référence et la « variante basse ». Le modèle SIDRE n'est ainsi qu'une toute petite pierre pour tenter de réduire l'incertitude qui règne en matière d'avenir de nos systèmes de retraite.

RÉFÉRENCES

- [1] Autume d' (A.), Betbèze (J-P) et Hairault (J-O.). – *Les seniors et l'emploi en FRANCE*. – Conseil d'Analyse Économique, La Documentation française, 2006.
- [2] Bardaji (J.), Sédillot (B.) et Walraet (E.). – Un outil de prospective des retraites : le modèle de microsimulation DESTINIE. *Économie et Prévision, numéro spécial «L'expérience française en matière de micro-simulation»*, vol. 160–161, 2003, pp. 193–214.
- [3] Benallah (S.). – Note de lecture du rapport «Les seniors et l'emploi en FRANCE». *Retraite et Société*, n° 49, 2006, pp. 221–225.
- [4] Bozio (A.). – *Les réformes des retraites de 1993 et 2003 vont elles conduire à un allongement des carrières professionnelles ?* – Docweb 0605, CÉPRÉMAP, 2006.
- [5] Buffeteau (S.) et Godefroy (P.). – *Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : Analyse prospective pour les générations 1945 à 1974*. – Document de travail n° G2005/01, INSÉÉ, 2005.
- [6] Commissariat général du Plan. – *L'Avenir de nos retraites : rapport au Premier ministre*. – Rapport du groupe présidé par J-M. CHARPIN, Paris, La Documentation française, 1999.
- [7] Conseil d'Orientation des Retraites. – *Retraites : perspectives 2020 et 2050*. – Troisième rapport, Paris, La Documentation française, 2006.
- [8] Conseil d'Orientation des Retraites. – *Retraites : 20 fiches d'actualisation pour le rendez-vous de 2008*. – Cinquième rapport, Paris, La Documentation française, 2007.
- [9] Cornilleau (G.) et Sterdyniak (H.). – Réforme des retraites : tout miser sur l'allongement de la durée de cotisation ? *Observations et Diagnostics Économiques, Lettre de l'OFCE*, n° 237, 2003, pp. 1–8.
- [10] Goux (D.). – Une histoire de l'*Enquête Emploi*. *Économie et Statistique*, n° 362, 2003, pp. 41–57.
- [11] Leconte (V.) et Parisot (A.). – Les effets de la réforme sur l'âge de départ en retraite du régime général. *Retraite et Société*, n° 48, 2006, pp. 10–37.
- [12] Pelé (L-P) et Ralle (P.). – Vers un âge de la retraite plus élevé ? *INSÉÉ Première*, n° 578, 1998.
- [13] Poubelle (V.), Albert (C.), Beurnier (P.), Couhin (J.) et Grave (N.). – Prisme, le modèle de la CNAV. *Retraite et Société*, n° 48, 2006, pp. 202–215.

A Annexe

Dans le tableau 4, nous avons porté le nombre d'hommes que nous extrayons des enquêtes *Emploi* pour notre modèle. C'est de l'ordre d'un millier d'individus que nous parvenons à obtenir, par enquête et par génération. Au total, ce nombre varie entre 8 693 pour la génération 1941 et 14 968 pour la génération 1965. Ces variations témoignent, pour une faible part, des «fluctuations d'échantillonnage» propres aux enquêtes par sondage et, pour la plus grande part, des variations de la fécondité et des migrations en FRANCE depuis 1940.

Les ménages de l'enquête *Emploi* sont affectés d'un «poids» de sorte que les résultats puissent être extrapolés sur le champ «FRANCE métropolitaine» – le champ de l'enquête *Emploi*. Dans le tableau 5, on trouve le résultat de cette extrapolation. Nous avons aussi porté, dans ce même tableau, la taille de ces différentes générations d'hommes, en 1994 – une date intermédiaire

TAB. 4 – Nombre brut d'individus retenus dans les enquêtes *Emploi* par génération

Génération	Enquête <i>Emploi</i> de l'année...													
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Total
1940	675	679	683	716	680	716	751	780	737	741	759	724	707	9 348
1941	625	627	647	649	664	689	664	690	686	661	690	679	722	8 693
1942	732	728	702	696	739	737	738	753	785	800	782	768	764	9 724
1943	726	725	758	846	854	835	789	732	721	697	743	775	755	9 956
1944	774	741	808	813	821	805	814	771	762	772	772	820	773	10 246
1945	747	798	788	817	883	855	804	796	773	789	786	803	788	10 427
1946	1 001	1 025	1 029	1 060	1 053	1 041	1 025	996	1 025	1 014	1 018	984	952	13 223
1947	1 067	1 032	1 109	1 121	1 148	1 157	1 128	1 121	1 116	1 116	1 090	1 068	986	14 259
1948	1 106	1 092	1 106	1 214	1 182	1 116	1 104	1 108	1 079	1 062	1 055	1 068	1 068	14 360
1949	1 092	1 072	1 124	1 141	1 174	1 139	1 109	1 062	1 053	1 093	1 092	1 026	1 026	14 203
1950	1 086	1 060	1 118	1 185	1 182	1 177	1 122	1 121	1 074	1 098	1 089	1 071	1 038	14 421
1951	1 109	1 144	1 100	1 114	1 074	1 086	1 110	1 093	1 044	1 035	1 068	1 038	979	13 994
1952	1 030	1 078	1 122	1 171	1 151	1 106	1 129	1 096	1 081	1 078	1 043	961	950	13 996
1953	1 041	1 021	1 053	1 133	1 136	1 101	1 103	1 071	1 034	1 035	1 038	974	971	13 711
1954	988	993	1 058	1 102	1 093	1 065	1 110	1 061	1 043	1 057	1 105	1 090	1 030	13 795
1955	989	987	983	1 086	1 116	1 114	1 083	1 058	1 041	1 012	1 037	987	963	13 456
1956	999	977	1 018	1 086	1 114	1 102	1 142	1 082	1 088	1 054	1 087	1 048	1 040	13 837
1957	1 007	1 022	999	1 076	1 085	1 117	1 145	1 115	1 094	1 084	1 037	1 019	994	13 794
1958	1 029	1 047	1 081	1 129	1 133	1 084	1 119	1 101	1 049	1 058	1 035	1 017	1 013	13 895
1959	1 066	1 026	1 059	1 141	1 212	1 168	1 143	1 104	1 142	1 140	1 096	1 051	1 061	14 409
1960	1 121	1 156	1 129	1 169	1 180	1 229	1 198	1 164	1 137	1 102	1 085	1 070	1 005	14 745
1961	1 084	1 049	1 062	1 069	1 132	1 170	1 235	1 167	1 156	1 107	1 057	980	968	14 236
1962	1 057	1 067	1 047	1 111	1 112	1 121	1 127	1 127	1 071	1 077	1 093	1 066	1 036	14 112
1963	1 058	1 068	1 108	1 183	1 225	1 180	1 162	1 174	1 151	1 174	1 130	1 137	1 087	14 837
1964	1 071	1 101	1 125	1 170	1 225	1 209	1 222	1 138	1 154	1 126	1 120	1 129	1 071	14 861
1965	1 082	1 057	1 139	1 178	1 206	1 220	1 205	1 121	1 155	1 144	1 149	1 158	1 154	14 968

Source : Enquêtes *Emploi* de l'INSEE de 1990 à 2002.

Champ : Hommes ni indépendants ni fonctionnaires au moment de l'enquête.

par rapport aux dates des enquêtes que nous exploitons. Les tailles des générations permettent, par exemple, de prendre la mesure du *baby boom*. On voit que la proportion des hommes qui seraient «ni indépendants ni fonctionnaires» varie, selon les générations, entre 80 % et 89 %. Il ne nous est pas possible d'évaluer, dans ces variations, la contribution des «fluctuations d'échantillonnage» et des évolutions de la part du régime général dans le total des actifs.

TAB. 5 – Nombre pondéré d'individus retenus dans les enquêtes *Emploi* et taille de la population résidente en 1994 par génération sur le champ «FRANCE métropolitaine»

Génération	1940	1941	1942	1943	1944	1945	1946	1947	1948	1949	1950	1951	1952
Nombre	230	217	244	252	259	265	333	357	359	357	363	350	351
Taille	269	256	285	304	310	316	415	436	443	440	445	424	431
Proportion (en %)	86	85	85	83	83	84	80	82	81	81	81	82	81
Génération	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965
Nombre	346	345	340	346	348	348	364	374	361	361	379	381	390
Taille	421	426	424	425	427	426	435	435	434	429	441	444	438
Proportion (en %)	82	81	80	81	81	82	84	86	83	84	86	86	89

Unités : En milliers.

Source : Enquêtes *Emploi* de l'INSEE de 1990 à 2002 et recensement de 1990 pour la taille.

Champ : Hommes ni indépendants ni fonctionnaires au moment de l'enquête.

Lecture : Il est possible d'extraire, en utilisant les enquêtes *Emploi* de 1990 à 2002, un nombre pondéré, moyen par année, d'hommes «ni indépendants ni fonctionnaires» nés en 1940 égal à 230 000 ; en 1994, l'INSEE chiffre à partir du recensement de 1990 la taille de la population résidente d'hommes nés en 1940 à 269 000 ; la proportion d'hommes nés en 1940 qui sont «ni indépendants ni fonctionnaires» est égale à 86 %.

DERNIERS NUMÉROS PARUS :

téléchargeables à partir du site <http://www.cee-recherche.fr>

- N° 100** *L'intersectionnalité des rapports sociaux de pouvoir en France : le cas du sexe et de l'origine ethnique*
FATIMA AIT BEN LMADANI, MARC-ARTHUR DIAYE, MICHAL W. URDANIVIA
juin 2008
- N° 99** *Les zones urbaines sensibles en Île-de-France : typologie des tensions territoriales*
YANNICK L'HORTY, FLORENT SARI
mai 2008
- N° 98** *Flexibilité interne et flexibilité externe : complémentarité, substitution et impact des 35 heures*
MATTHIEU BUNEL
avril 2008
- N°97-1 à 97-22** *Sortir du chômage en Alsace, Aquitaine, Auvergne... Rhône-Alpes [22 analyses régionales]*
EMMANUEL DUGUET, YANNICK L'HORTY, FLORENT SARI, avec J. BOUGARD, L. GOUPIL, A. WISSLER
avril 2008
- N°96-2** *Importance and Meaning of Work in Europe: a French Singularity*
LUCIE DAVOINE, DOMINIQUE MEDA
février 2008
- N°96-1** *Place et sens du travail en Europe : une singularité française ?*
LUCIE DAVOINE, DOMINIQUE MEDA
février 2008
- N° 95** *Recours aux aides professionnelles et mobilisation familiale. La prise en charge des personnes souffrant de troubles du comportement et de la mémoire repose-t-elle sur des configurations d'aide spécifiques ?*
OLIVIER BAGUELIN, AGNES GRAMAIN
janvier 2008
- N° 94** *Diversité des modes de conciliation entre vie professionnelle et vie familiale pour les mères de jeunes enfants*
CORINNE PERRAUDIN, MURIEL PUCCI
décembre 2007
- N° 93** *Intensité du travail et trajectoire professionnelle : le travail intense est-il soutenable ?*
THOMAS AMOSSE, MICHEL GOLLAC
septembre 2007
- N° 92** *Male-Female Wage Gap and Vertical Occupational Segregation: the Role of Motivation for Work and Effort*
OLIVIER BAGUELIN
septembre 2007