

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES

Séance plénière du 8 juillet 2021 à 10h00

« Prise en compte de l'espérance de vie dans les modèles de simulation des régimes (2ème volet) »

Document n° 4
<i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i>

**L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle
Destinie 2**

*Alexandre Cazenave-Lacroutz, Fanny Godet, Vieu Lin, Document de travail,
INSEE, 2018*

Direction des Études et Synthèses Économiques

G2018/12

L'introduction d'un gradient social
dans la mortalité au sein du modèle Destinie 2

Alexandre CAZENAVE-LACROUTZ
Fanny GODET Vieu LIN

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques



Institut national de la statistique et des études économiques

G2018/12

L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle Destinie 2

Alexandre CAZENAVE-LACROUTZ Fanny GODET*
Vieu LIN**

Décembre 2018

Département des Études Économiques - Timbre G201
88, avenue Verdier - CS 70058 - 92541 MONTRouGE CEDEX - France
Tél. : 33 (1) 87 69 59 54 - E-mail : d3e-dg@insee.fr - Site Web Insee : <http://www.insee.fr>

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'Insee et n'engagent que leurs auteurs.
Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.*

* Faisaient partie du Département des études économiques - Division « Redistribution et politiques sociales » au moment de la rédaction de ce document.

** Insee-Dese - Département des études économiques - Division « Redistribution et politiques sociales »

L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle Destinie 2

Résumé

Dans cette étude, nous utilisons les tables de mortalité par diplôme récemment publiées par Blanpain (2016b) pour améliorer de façon notable la projection de la mortalité différentielle présente dans le modèle Destinie 2, qui ne s'appuyait le plus souvent que sur les projections de mortalité de l'Insee, ventilées par âge et par sexe. Nous montrons que la méthode relationnelle de proportionnalité prédit mieux l'évolution de la mortalité différentielle sur le passé récent que la méthode de relationnalité de Brass, mise en œuvre dans d'autres modèles de microsimulation. L'introduction d'une mortalité hétérogène selon le niveau de diplôme doit principalement permettre de reproduire la corrélation positive observée entre espérance de vie et montant de pension. Pour la quantifier, nous comparons les élasticités de survie au montant de la pension de retraite, par sexe et par âge, obtenues par microsimulation à celles estimées sur les données de l'Échantillon Interrégimes de Retraités (EIR). Les élasticités simulées sont plus faibles que les élasticités empiriques, en particulier pour les femmes. Pour les hommes, elles sont néanmoins statistiquement significatives et au moins égales aux deux tiers des valeurs observées empiriquement. Au niveau agrégé, cette introduction révisé également faiblement à la hausse les dépenses projetées de retraite.

Mots-clés : Microsimulation, mortalité différentielle, retraite

The introduction of a social gradient in mortality in the Destinie 2 model

Abstract

We use here the mortality tables by education level recently published by Blanpain (2016b) to significantly improve the projected differential mortality in the Destinie 2 model that was usually only based on Insee mortality projections broken down by age and sex categories. We show that the relational proportionality method better predicts the evolution of differential mortality over the recent past than the Brass relationality method, used in other microsimulation models. The introduction of heterogeneous mortality according to education level aims at better reproducing the positive correlation that exists between life expectancy and pension levels. To quantify it, we compare the elasticities of survival to the amount of the retirement pension, by sex and age, obtained by microsimulation with those estimated on the Échantillon Interrégimes de Retraités (EIR). The simulated elasticities are lower than the empirical elasticities, especially for women. For men, however, they are statistically significant and at least two-thirds of the empirically observed values. At the aggregate level, this introduction also slightly increases projected pension expenditure.

Keywords: Microsimulation, differential mortality, pension

Classification JEL : C63, C88, H55, J11, J26

Toute analyse prospective du système de retraite nécessite d'estimer correctement l'espérance de vie à la liquidation, et donc la mortalité. Dans un modèle de microsimulation en population générale, un choix standard est de considérer une mortalité homogène par âge et par sexe au sein des générations. C'est le cas dans le modèle Destinie¹, où les décès sont actuellement simulés sur la base des projections de mortalité de l'Insee ventilées par âge et par sexe.

Cette approche ignore cependant les forts gradients d'espérance de vie suivant les professions et catégories socioprofessionnelles mis en évidence depuis la fin du *XIX^{ième}* siècle (Bertillon, 1892). Des travaux récents ont abouti à la construction de tables de mortalité selon plusieurs variables de stratification sociale : la catégorie sociale, le niveau de diplôme et aussi le niveau de vie (Blanpain, 2016, 2018).

Ces gradients contribuent à une corrélation positive entre probabilité de survie et niveau de pension (Bommier *et al.*, 2005). Tenir compte de cette corrélation est nécessaire pour étudier, en tenant compte du cycle de vie, les propriétés redistributives des régimes de retraite. Par exemple, ignorer le lien entre longévité et niveau de pension peut conduire à sur-estimer, potentiellement de façon importante, les indicateurs de redistributivité entre groupes sociaux tenant compte de la durée de perception de la retraite (Hachon (2009), Dubois et Marino (2015)). En effet, la mortalité différentielle implique que, statistiquement, les personnes percevant des pensions élevées vivent plus longtemps que celles percevant de faibles pensions, et donc bénéficient plus du système de retraite. Dans une moindre mesure, l'ignorer conduit également à biaiser l'estimation des dépenses de retraites projetées. Dans ce cas, le flux de pensions des retraités vivant plus longtemps que la moyenne, et avec des pensions plus élevées, est en effet sous-estimé ; alors que celui de ceux vivant moins longtemps que la moyenne, avec de plus faibles pensions, est sur-estimé. Même si les deux phénomènes sont de sens opposés et se compensent donc mutuellement, la résultante est vraisemblablement une légère sous-estimation des dépenses totales de pension². Un exercice de projection permet d'estimer l'amplitude de ce biais.

Le modèle Destinie 1 bénéficiait déjà d'une mortalité différentielle. La dernière modélisation dans le modèle Destinie 2 est due à Dubois et Marino (2015) dans le cadre d'une étude portant sur la redistributivité du système de retraite français, et

¹Le champ de Destinie est la population résidant en France.

²Voir l'annexe B.

s'appuyait sur les tables de mortalité par catégorie sociale³. Cependant, les différences de mortalité obtenues restaient de plus faible ampleur que celles observées dans la réalité. Nous utilisons les tables de mortalité par diplôme, récemment publiées par Blanpain (2016), pour améliorer de façon notable la modélisation de la mortalité différentielle dans le modèle.

Pour la projeter, deux méthodes sont envisagées. La première, la méthode relationnelle de proportionnalité, consiste à faire évoluer le quotient de mortalité par âge de chaque catégorie, définie par le croisement du sexe et du diplôme, comme en population générale. La deuxième, la méthode de relationnalité de Brass, lie de manière affine, au sein de chaque catégorie, le logit de la probabilité de décès avant un certain âge à celui de la population globale. Moins directe, cette méthode établit un lien entre les risques cumulés de décès, tandis que la première vise à prédire une probabilité de décès instantanée. Nous montrons que la méthode de proportionnalité prédit mieux l'évolution de la mortalité différentielle sur le passé récent en France que la méthode de Brass, mise en oeuvre dans d'autres modèles de microsimulation. C'est à notre connaissance la première fois qu'une telle comparaison est réalisée. Nous étudions ensuite l'effet de la mortalité différentielle sur les retraites, au niveau micro et macro. Au niveau individuel, l'introduction d'une mortalité différentielle est nécessaire pour espérer reproduire la corrélation positive observée entre espérance de vie et niveau de pension. Nous obtenons par microsimulation des élasticités de la probabilité de survie à quatre ans au montant de pension, par sexe et par âge, positives, mais plus faibles que celles estimées à partir des données de l'échantillon inter-régime de retraités (EIR). Elles sont néanmoins significatives pour les hommes, pour qui les élasticités estimées sont plus élevées que pour les femmes. Par exemple à 75 ans, pour les hommes nés en 1925, l'élasticité obtenue par microsimulation est de 0,092 contre 0,113 sur les données de l'EIR, et est significative. Pour les femmes nées cette année, elle est de 0,021 contre 0,069 sur les données de l'EIR, et est non significative. Ces sous-estimations s'expliquent vraisemblablement par des sources de variabilité dans le niveau de pension et la mortalité, autres que le diplôme, l'âge et le sexe, non prises en compte dans la simulation de la mortalité. Au niveau agrégé, cette introduction augmente faiblement le montant projeté des dépenses, avec un pic à 0,75 % de dépenses supplémentaires entre 2040 et 2050.

³C'était également le cas de la mortalité différentielle mise en place dans le modèle Destinie 1 (Bardaji *et al.*, 2003)

Quelques faits stylisés sur la mortalité différentielle en France sont d’abord exposés (section 1). Le choix du diplôme comme variable explicative de la mortalité est ensuite motivé (section 2). Puis, la méthode de projection la plus performante sur la période récente est sélectionnée (section 3). Ces travaux permettent de simuler une mortalité différentielle plus fidèle à la réalité qu’auparavant (section 4). Enfin, nous estimons, au niveau individuel puis agrégé, l’effet d’une prise en compte différenciée de la mortalité sur les retraites (section 5).

1 La mortalité différentielle en France

Le profil général du risque de mortalité par âge est resté constant au cours du temps au moins depuis 1900 (Goujon et Ménoret, 2010). Pour chaque sexe et pour plusieurs générations, la figure 1 représente les quotients de mortalité par âge, probabilité pour les personnes vivantes au 1er janvier à un âge donné de décéder avant le 1er janvier suivant.⁴ Le profil présente une décroissance entre 0 et 10 ans, car les enfants sont moins sensibles aux problèmes de santé en grandissant, puis une croissance entre 10 et 20 ans due aux comportements à risque. Le vieillissement entraîne ensuite une hausse exponentielle des quotients de mortalité à partir de l’âge de 30 ans (Ined, 2007).

À ce profil par âge s’ajoute une mortalité différentielle par sexe. Ainsi, la différence d’espérance de vie à la naissance entre femmes et hommes est de 6 ans en 2017 (Insee, 2018). Cet écart a crû jusqu’au milieu des années 1970, avant de décroître à partir du milieu des années 1990 (Meslé, 2004; Insee, 2018). Cet écart s’explique par des différences physiologiques (protection hormonale des femmes vis-à-vis des maladies cardio-vasculaires, etc.), mais aussi par des différences socio-culturelles (conditions de travail, prévalence des comportements à risque comme la consommation d’alcool et de tabac ou encore la fréquence du suivi médical). La diminution du différentiel s’explique notamment par la réduction des différences de comportements entre femmes et hommes (Monteil et Robert-Bobée, 2006).

En France, les études sur les inégalités sociales face à la mort se sont surtout concentrées sur les différences de mortalité en fonction de la profession ou de la catégorie socioprofessionnelle.⁵ Récemment, l’échantillon démographique permanent

⁴Nous l’avons aussi représenté par année pour les femmes sur plusieurs années entre 1980 et 2013 dans l’annexe A.

⁵Parmi les nombreux articles sur le sujet depuis la fin du *XIX^{ième}*, on peut notamment citer Bertillon (1892), Huber (1912), Daric (1949), Febvay et Aubenque (1957), Ledermann (1960), Desplanques (1973), Desplanques (1984), Mesrine (1999), Blanpain (2016).

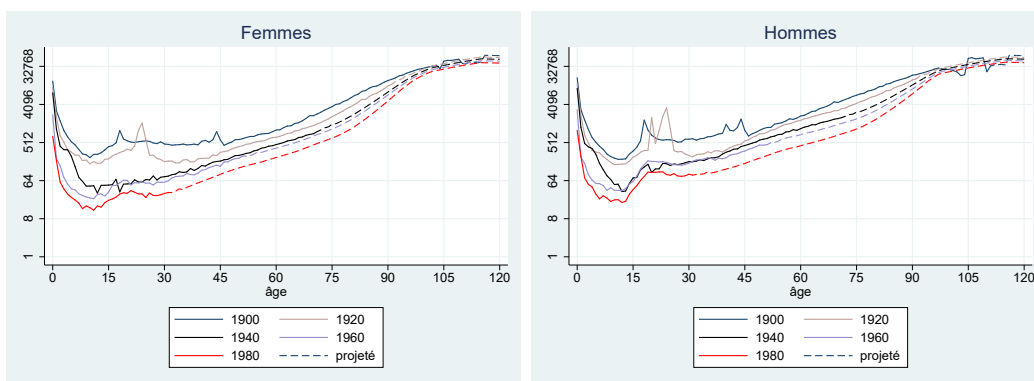


Figure 1. Quotient de mortalité par âge des femmes et des hommes nés en 1900, 1920, 1940, 1960 et 1980 en France.

Source : Insee et projections des auteurs (de 2070 à 2110)

(EDP) a permis de nouvelles études sur les quotients de mortalité suivant le niveau de diplôme (voir par exemple Blanpain (2016), Menvielle *et al.* (2007), Monteil et Robert-Bobée (2006)) et le niveau de vie (Blanpain, 2018). Bommier *et al.* (2005), quant à eux, ont directement mis en évidence une corrélation positive entre survie et niveau des pensions en estimant à l'aide des données de l'EIR l'élasticité du taux de mortalité au niveau des pensions, pour différents âges et sexes.⁶

Nous détaillons, en section 2, le choix de la nouvelle variable de stratification sociale retenue pour implémenter une mortalité différentielle dans le modèle Destinie 2.

2 Une mortalité différentielle par diplôme pour le modèle Destinie 2

Plusieurs variables de stratification sociale peuvent *a priori* être envisagées pour simuler la mortalité dans un modèle de microsimulation : le diplôme, le revenu ou encore le montant des cotisations retraites (Bozio *et al.*, 2018). Le choix des variables à retenir est cependant contraint, à la fois par les données disponibles sur la mortalité différentielle et par les variables présentes dans le modèle lors de la simulation de la mortalité.

S'agissant des données sur la mortalité, l'Insee fournit des tables rétrospectives par

⁶Sur l'EIR également, Aubert et Andrieux (2010) l'ont plus récemment mise en évidence en utilisant des modèles de durée.

catégorie sociale, par diplôme (Blanpain, 2016) et par niveau de vie (Blanpain, 2018). D'autre part, dans Destinie, le module démographique qui réalise la simulation des naissances et des décès est préalable aux simulations des trajectoires professionnelles, des revenus d'activité et des pensions de retraite. Ainsi, l'information sur les carrières et les montants des droits n'est pas disponible lors de la simulation des décès. Parmi les variables suivant lesquelles des tables de mortalité sont disponibles, seul le niveau de diplôme, introduit à l'occasion de cette étude dans le modèle à partir de l'âge de fin d'études (voir la section 4.1), peut donc servir de variable de stratification.

Soulignons que lors des précédentes implémentations d'une mortalité différentielle, les auteurs ne disposaient que de tables de mortalité par catégorie sociale. Cette variable n'étant pas implémentée dans le modèle, une table de passage entre catégorie sociale et âge de fin d'étude était construite afin d'introduire une mortalité différentielle par âge de fin d'étude relatif à la génération, que ce soit dans Destinie 1 (Bardaji *et al.*, 2003) ou dans Destinie 2 (Dubois et Marino, 2015).

Par ailleurs, utiliser le niveau de vie comme variable de contrôle serait envisageable, mais nécessiterait un changement de l'ordre d'appel des fonctions dans l'architecture de Destinie. Au lieu de réaliser indépendamment les projections démographiques des transitions sur le marché du travail et du calcul des revenus d'activité, il faudrait effectuer une boucle temporelle incluant à la fois les transitions démographiques, les transitions sur le marché du travail et le calcul des revenus d'activité. En procédant ainsi, le calcul du niveau de vie serait toutefois partiel, puisque les seuls revenus modélisés sont les revenus tirés de l'activité, les droits retraite et le minimum vieillesse. Implémenter une mortalité différentielle par niveau de vie nécessiterait donc des hypothèses fortes, d'autant plus que la variabilité la plus élevée est observée en bas de la distribution des niveaux de vie, soit la partie de la population qui bénéficie davantage des prestations sociales, non modélisées dans Destinie.

Le choix, certes contraint, d'adopter une mortalité différentielle par niveau de diplôme semble correspondre en première approximation à la réalité de la mortalité différentielle en France - en particulier pour les femmes. Par exemple, sur la période 1991-1999, Monteil et Robert-Bobée (2006) montrent qu'aux âges actifs, à situation matrimoniale et sur le marché du travail données, la mortalité des femmes dépend du niveau de diplôme mais pas de la catégorie sociale, une fois le niveau de diplôme pris en compte. La mortalité différentielle chez les hommes dépend du niveau de diplôme, mais la catégorie sociale reste une variable significative pour expliquer le taux de

mortalité, même en contrôlant du niveau de diplôme.

Ces éléments nous conduisent à stratifier la population en fonction du niveau de diplôme, en plus de l'âge et du sexe, pour appliquer des probabilités de décès différentes à chaque groupe ainsi défini.

Blanpain (2016) fournit ces probabilités sur les périodes 1991-1999, 2000-2008 et 2009-2013. Or la dimension prospective de Destinie nécessite de disposer de telles données au-delà de l'année 2013. Les projections démographiques de l'Insee fournissent une projection des quotients de mortalité sur la période 2013-2070, uniquement suivant le sexe et l'âge (Blanpain et Buisson, 2016) (voir, par exemple, les quotients de mortalité projetés des femmes entre 2013 et 2070 en annexe A). Il faut donc faire évoluer en projection les quotients de mortalité par niveau de diplôme, tout en respectant le niveau global de mortalité, et ce, par âge et par sexe. C'est l'objet de la section suivante.

3 Comparaison théorique de deux méthodes de projection

Plusieurs solutions ont été retenues dans les modèles de microsimulation pour projeter sur des sous-populations les hypothèses d'évolution globale de la mortalité. Un premier modèle utilisé est le modèle relationnel de Cox, qui suppose, à chaque âge, une proportionnalité fixe au cours du temps entre la mortalité d'un sous-groupe et celle de la population générale. Cette modélisation est implémentée, par exemple, dans le modèle Prisme de la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) pour des sous-groupes constitués en fonction des types de liquidation, comme l'invalidité (Albert *et al.*, 2009). Un second modèle relationnel, proposé par Brass, consiste à relier le logit des quotients de mortalité cumulés de la sous-population à celui de la population globale par une fonction à estimer. Cette relation est ensuite conservée pour obtenir les quotients de mortalité projetés de la sous-population. C'est la méthode retenue par Buisson et Senghor (2016) pour projeter les décès au sein de la population des assurés du régime des retraites de la fonction publique d'État.

Les deux méthodes de projection possibles sont testées dans la partie 3.1, en comparant leur capacité respective à prédire les quotients de mortalité observés en France métropolitaine sur la période 2009-2013, par niveau de diplôme et par

sexe. Pour réaliser la projection, sont utilisés les quotients de mortalité ventilés par catégorie sur la période 1991-1999, le niveau global de mortalité par sexe et par âge ainsi que la structure de la population en 2009-2013 par niveau de diplôme, âge et sexe.

3.1 Proportionnalité

Cette première méthode suppose que, pour chaque âge et chaque sexe, l'évolution du quotient de mortalité de chaque groupe de diplôme est la même qu'en population générale. Formellement, en désignant par $q_{g,t}$ et $q_{g,t'}$ les quotients de mortalité des individus du groupe de diplôme g , et par q_t et q'_t les quotients de mortalité globale pour un âge et un sexe donnés, respectivement sur la période $t = 1991-1999$ et $t' = 2009-2013$, cette méthode suppose que $\frac{q_{g,t'}}{q_{g,t}} = \frac{q'_t}{q_t}$ ⁷.

Cette dernière hypothèse conduit à sous-estimer, pour tous les niveaux de qualification, les quotients de mortalité observés en 2009-2013. En effet, la baisse de la mortalité en population générale est plus forte qu'au sein de chaque niveau de diplôme. Cela résulte d'une modification de la structure par niveau d'éducation de la population puisque, à âge et à sexe fixés, le niveau de diplôme a globalement augmenté entre les périodes 1991-1999 et 2009-2013, et plus le niveau de diplôme est élevé, plus le risque de décès est faible.

En appliquant cette évolution des quotients de mortalité, on sous-estime donc la mortalité en population générale. Or, bien que son intérêt soit la reproduction de l'hétérogénéité des situations individuelles, le modèle Destinie est guidé par un souci de cohérence avec les projections globales.

Une première possibilité consiste alors à faire évoluer uniformément les quotients de mortalité des groupes d'éducation, tout en imposant le niveau global de mortalité par âge et par sexe. Cela nécessite de tenir compte de l'évolution de la structure par diplôme de la population, et de connaître la répartition par niveau de qualification de chaque classe d'âge. En reprenant les notations précédentes, on suppose

⁷On peut rattacher cette méthode au modèle de hasard proportionnel de Cox. En considérant l'âge de décès comme la réalisation d'une variable aléatoire continue, le quotient de mortalité instantanée s'apparente à un taux de hasard. Dans ce cadre, la méthode de proportionnalité, fondée sur une hypothèse de proportionnalité entre les taux de hasard des sous-groupes considérés et celui de la population générale, dérive du modèle de hasard proportionnel de Cox, où les variables explicatives sont l'âge, le diplôme et le sexe.

ainsi l'existence d'un coefficient α tel que $\frac{q_{g,t'}}{q_{g,t}} = \alpha$ pour tout groupe de diplôme g . Le coefficient α est fixé de sorte à respecter le niveau global de mortalité. En notant $\omega_{g,t'}$ la proportion du groupe g dans la population totale en t' , l'égalité $q_{t'} = \sum_g \omega_{g,t'} q_{g,t'} = \sum_g \omega_{g,t'} \alpha q_{g,t}$ fournit $\alpha = \frac{q_{t'}}{\sum_g \omega_{g,t'} q_{g,t}}$, ce qui permet, lorsque $q_{t'}$ et $\omega_{g,t'}$ sont connus, de calculer $q_{g,t'}$ à partir de $q_{g,t}$. Cette méthode conserve les *ratios de risque*, c'est-à-dire les rapports des quotients de mortalité entre classes de diplôme. Lorsqu'on compare les quotients observés et ceux projetés en 2009-2013 (voir les graphiques 2 et 3), les résultats sont très proches à tout âge, dans chaque sous-catégorie définie par le sexe et le niveau de diplôme.

Une seconde possibilité consiste d'abord à faire évoluer les quotients de mortalité de chaque sous-groupe comme ceux de la population⁸, puis à les transformer en veillant à deux conditions : la préservation des *odds-ratio* et le calage sur la mortalité globale⁹. Si p_1 et p_2 sont les probabilités de décès des groupes 1 et 2, transformer les probabilités en conservant les *odds-ratio* consiste à appliquer une transformation f vérifiant :

$$\frac{\frac{f(p_1)}{1-f(p_1)}}{\frac{f(p_2)}{1-f(p_2)}} = \frac{\frac{p_1}{1-p_1}}{\frac{p_2}{1-p_2}}.$$

Comme indiqué par Blanchet (2014), les applications $f_k : x \mapsto \frac{kx}{1+(k-1)x}$ possèdent cette propriété. Ces applications, que nous utilisons, présentent l'avantage de transformer les probabilités initiales en des valeurs comprises entre 0 et 1. Les quotients de mortalité transformés sont ainsi de la forme $f_k(q_{g,t'})$, où $q_{g,t'} = \frac{q_{t'}}{q_t} q_{g,t}$ en reprenant les notations précédentes. Afin de garantir le calage, il suffit de déterminer numériquement k tel que :

$$q_{t'} = \sum_g \omega_{g,t'} f_k(q_{g,t'}). \quad (1)$$

En utilisant la transformation obtenue, on obtient des quotients de mortalité très proches de ceux observés (voir les graphiques 2 et 3) même s'ils s'en éloignent parfois un peu plus que la méthode conservant les rapports de quotients de mortalité.

Soulignons que cette méthode de projection est simple à mettre en oeuvre dans Destinie. À partir des probabilités de décès $q_{g,t'} = \frac{q_{t'}}{q_t} q_{g,t}$ attribuées à chaque individu

⁸On préserve dans un premier temps les rapports des quotients de mortalité (ou "rapports des risques").

⁹Donc, dans un second temps, les rapports des risques ne sont plus préservés.

en fonction de son genre, son âge et son diplôme, la méthode d'alignement par tri du nombre de décès implémentée dans le modèle permet de transformer asymptotiquement les quotients $q_{g,t'}$ par une application f_k vérifiant la relation (1) sans avoir besoin de calculer ni les poids $\omega_{g,t'}$, ni le coefficient k (voir annexe D).

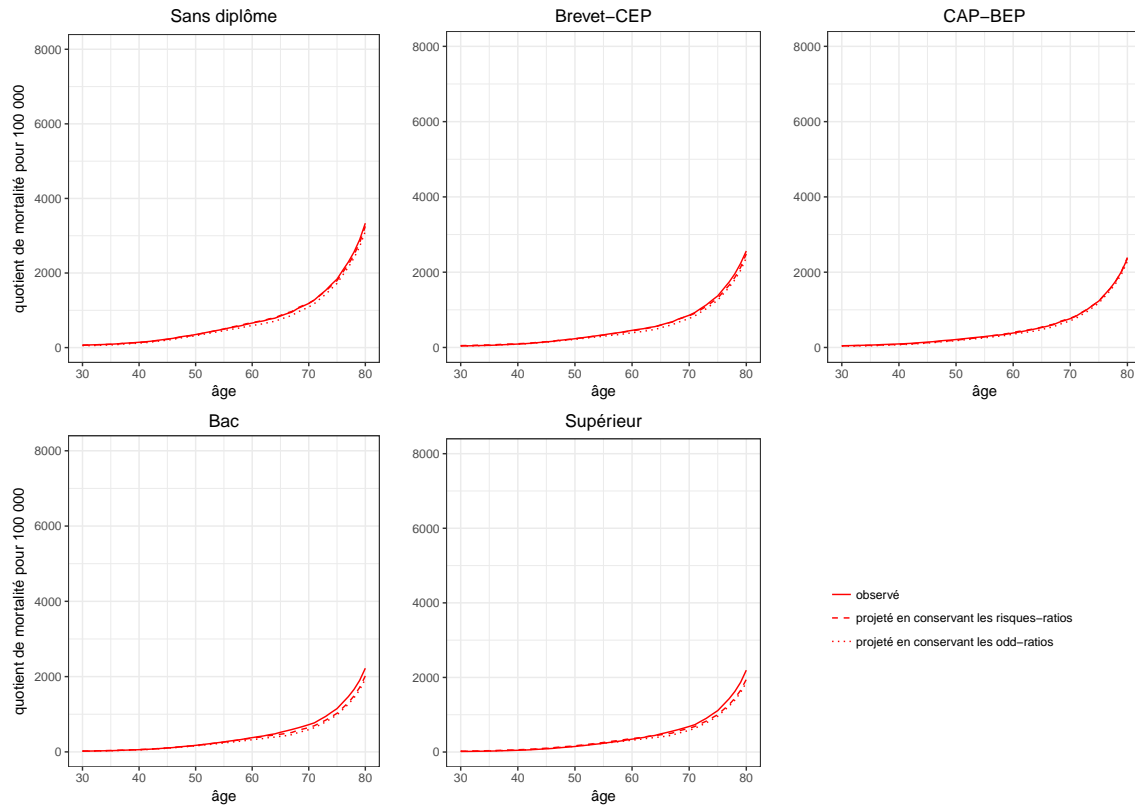


Figure 2. Projections des quotients de mortalité des femmes ventilés par niveau de diplôme et par âge

Source : Échantillon démographique permanent

Champ : France métropolitaine, 2009-2013

Méthode : proportionnalité

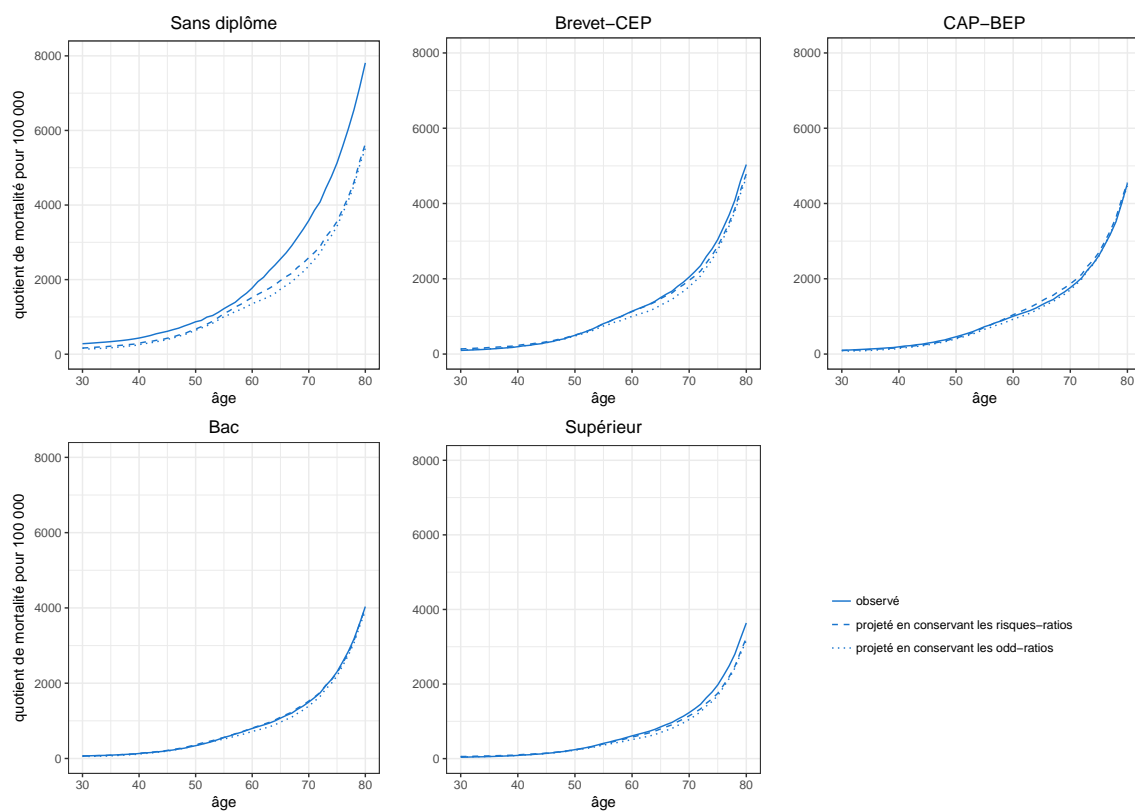


Figure 3. Projections des quotients de mortalité des hommes ventilés par niveau de diplôme et par âge

Source : Échantillon démographique permanent

Champ : France métropolitaine, 2009-2013

Méthode : proportionnalité

3.2 Relationnalité de Brass

Certains modèles de microsimulation utilisent la relation de Brass entre les quotients de mortalité des sous-groupes et ceux en population générale.

Pour lisser les quotients de mortalité par niveau de diplôme, Blanpain (2016) a estimé les relations de Brass entre les quotients de mortalité par niveau de diplôme et ceux de la population générale sur la période 1991-1999. Plus précisément, la relation de Brass lie de façon affine les logits des quotients cumulés de la population globale à ceux d'un sous-groupe. Le logit du quotient cumulé $Y(x)$ à l'âge x est défini par :

$$Y(x) = \frac{1}{2} \log \left(\frac{Q_x}{1 - Q_x} \right) = \frac{1}{2} \log \left(\frac{S_{31} - S_x}{S_x} \right) \quad (2)$$

où S_x est le nombre de survivants à l'âge x et $Q_x = 1 - \frac{S_x}{S_{31}}$ est la probabilité de décéder entre 31 ans et l'âge x .

La relation observée empiriquement par Brass est du type :

$$Y_g(x) = a_g + b_g Y_{\text{pop. gén.}}(x) \quad (3)$$

avec $Y_g(x)$ le logit cumulé du sous-groupe g et $Y_{\text{pop. gén.}}(x)$ le logit cumulé de la population globale à l'âge x . Dans le cas simplifié où les b_g sont tous égaux, cette relation implique que le rapport des côtes de la probabilité de décès avant un certain âge entre deux sous-groupes reste constant au cours du temps, et ne dépend pas de l'âge.¹⁰ La relation (3) a été estimée par Blanpain (2016) sur la période 1991-1999 par le biais d'une régression linéaire, et ce, pour chaque niveau de diplôme et pour chaque sexe. Nous utilisons les résultats de cette régression pour projeter les quotients de mortalité sur la période 2009-2013¹¹.

Contrairement à la méthode de proportionnalité qui maintient constant au cours du temps le rapport des quotients de mortalité entre sous-populations (en tout cas avant de réaliser un calage sur la mortalité totale), l'esprit de cette méthode est plutôt de conserver le rapport des côtes de la probabilité de décès avant un certain âge entre sous-populations (avec des déviations car rien ne contraint les b_g à être égaux). Elle est également nettement plus parcimonieuse : seuls deux coefficients doivent être estimés pour chaque croisement défini par le sexe et le diplôme (a_g et b_g), alors que la méthode de proportionnalité ajoute une dimension supplémentaire (l'âge).

Avec cette méthode de projection, rien ne garantit non plus que les quotients de mortalité obtenus permettent d'obtenir le bon quotient de mortalité globale, pour chaque classe d'âge et chaque sexe. Il faut donc transformer les quotients de mortalité, ce que nous faisons en choisissant de conserver les *odds-ratio*, puisque c'est ainsi que cette méthode serait implémentée dans Destinie (voir annexe D).

Les résultats obtenus sont moins bons que ceux de la méthode de proportionnalité (voir figures 4 et 5), sauf en ce qui concerne les hommes sans diplôme où les quotients

¹⁰Dans la théorie des modèles de durée, cette relation généralise donc le modèle des *odds* proportionnels, correspondant au cas $b_g=1$ (voir Rodriguez (2010))

¹¹En désignant par q_x le quotient de mortalité à l'âge x du sous-groupe, q_x est obtenu en récupérant d'abord Q_x à partir de $Y_g(x)$, puis en appliquant la formule $q_x = 1 - \frac{1 - Q_x}{1 - Q_{x-1}}$.

de mortalité sont légèrement plus proches après 60 ans. La moindre qualité de prédiction de la méthode de Brass peut s'expliquer par deux raisons : son caractère plus parcimonieux d'une part, et au fait que la variable expliquée dans la relation (3) ne soit pas directement le quotient de mortalité d'autre part.

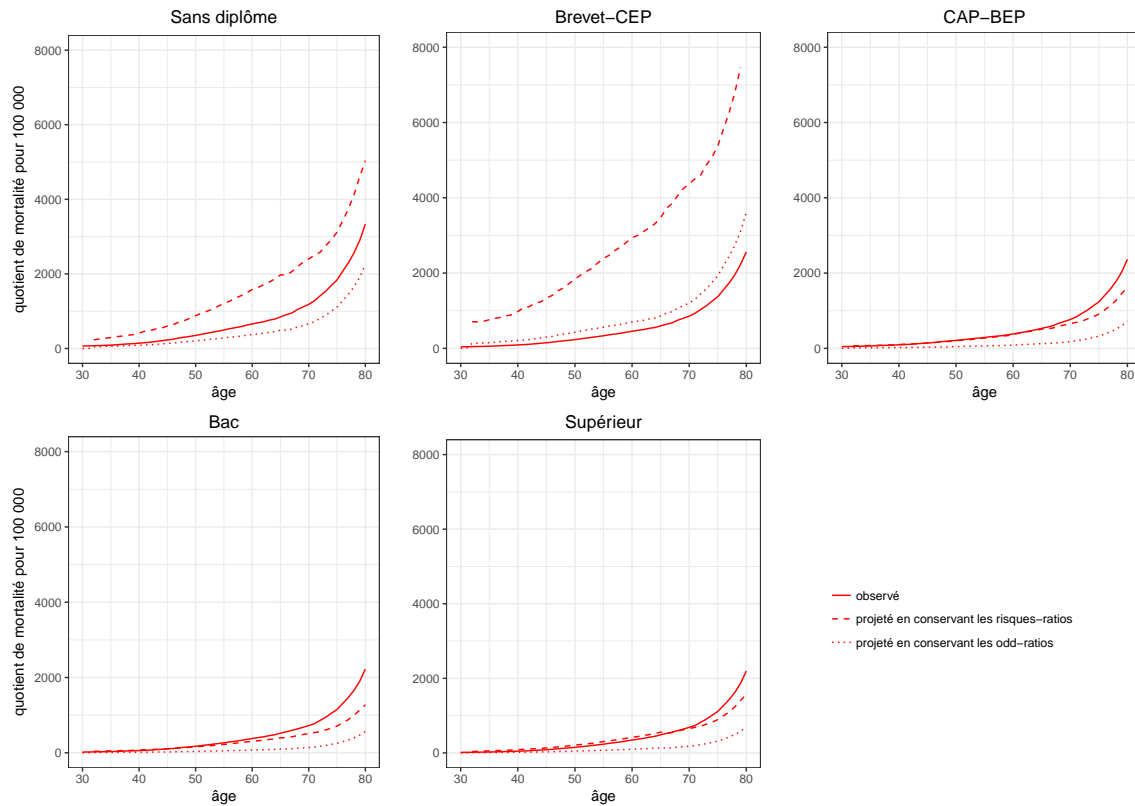


Figure 4. Projections des quotients de mortalité des femmes, ventilés par niveau de diplôme et par âge

Source : Échantillon démographique permanent

Champ : France métropolitaine, 2009-2013

Méthode : relations de Brass

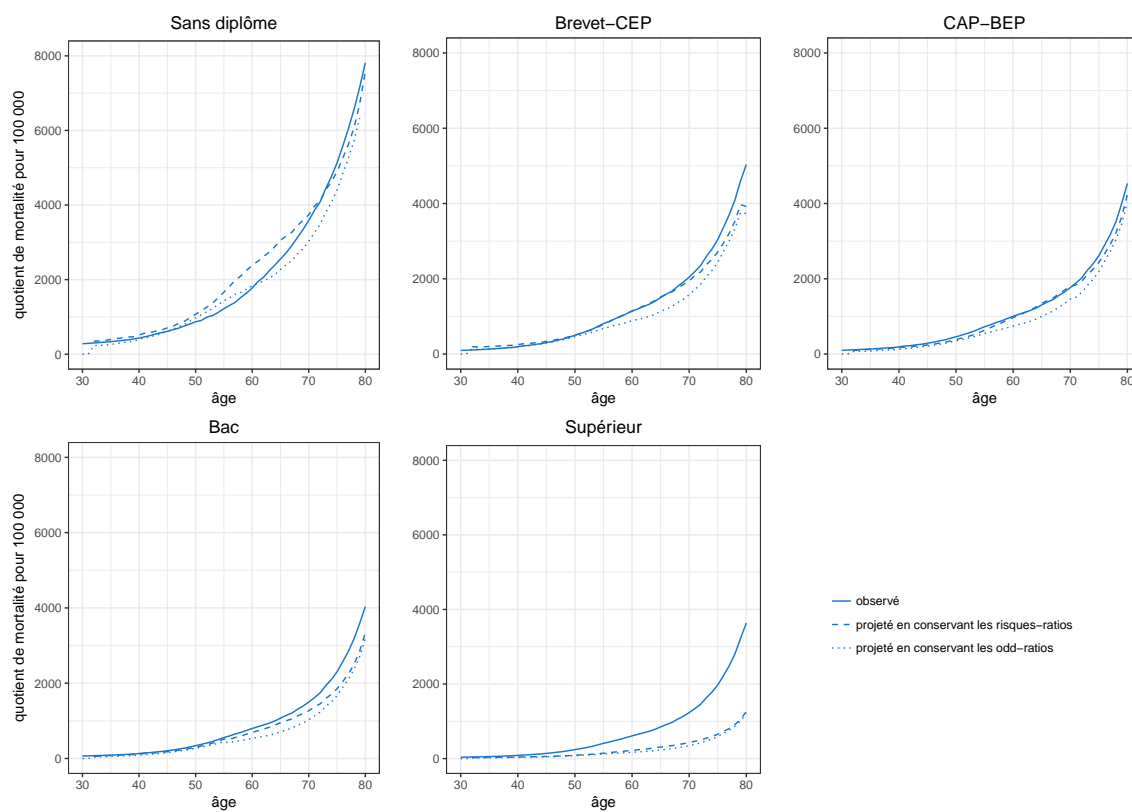


Figure 5. Projections des quotients de mortalité des hommes, ventilés par niveau de diplôme et par âge

Source : Échantillon démographique permanent

Champ : France métropolitaine, 2009-2013

Méthode : relations de Brass

4 Simulation et projection

4.1 Simulation de la mortalité différentielle

Dans le modèle Destinie est donc implémentée la méthode relationnelle de proportionnalité pour projeter la mortalité par âge, par sexe et par niveau de diplôme, à partir des quotients de mortalité projetés de toute la population (Blanpain, 2016). Chaque année, chaque individu se voit attribuer une probabilité de décès dépendant de son âge, de son sexe et de son diplôme. Les décès sont simulés par tirage aléatoire calé, à l'aide d'un algorithme d'alignement par tri (voir annexe D).

La variable de diplôme n'était pas présente dans Destinie avant la réalisation de cette étude. Afin de mettre en oeuvre une mortalité différentielle par groupe d'éducation, elle a été imputée de la manière suivante. Chaque individu se voit

attribuer un niveau de diplôme, parmi cinq modalités : sans diplôme, brevet-CEP, CAP-BEP, baccalauréat et enseignement supérieur. Pour cela, les individus sont d’abord triés par ordre croissant d’âge de fin d’étude, et ce, pour chaque sexe et chaque génération. Ensuite, un niveau de diplôme est attribué en fonction du rang de l’individu, en respectant les proportions observées dans l’EDP en 2009. Par exemple, si 17% des hommes nés en 1960 sont sans diplôme en 2009, les 17% d’individus de l’échantillon de Destinie nés en 1960 ayant l’âge de fin d’étude le plus faible se retrouvent sans diplôme. Les 8% suivants se voient attribuer le niveau brevet-CEP, et ainsi de suite. Pour les générations ayant moins de 30 ans en 2009 et pour celles qui naîtront au cours de la simulation, la répartition par niveau de diplôme est celle observée pour la génération 1975. Ceci est cohérent avec la stabilisation de l’âge de fin d’études moyen à compter de cette génération (Bachelet *et al.*, 2014). Des statistiques sur la répartition des individus selon le niveau de diplôme, par année et par génération, sont fournies en annexe C.

4.2 Les différences d’espérance de vie obtenues

La mortalité différentielle ayant été intégrée au modèle, on s’intéresse à l’espérance de vie à 60 ans par niveau de diplôme suivant la génération, représentée en figure 6. Pour la génération née en 1955, le différentiel s’élève à 4,5 années entre les hommes sans diplôme et ceux diplômés du supérieur. L’écart est moindre pour les femmes, égal à un peu plus de trois années. À titre de comparaison, Blanpain (2016) avait estimé les espérances de vie instantanée à 60 ans sur la période 2009-2013, avec une différence entre les deux groupes extrêmes de 4,4 années pour les hommes et de 2,8 années pour les femmes. Pour toutes les générations, l’espérance de vie des femmes sans diplôme est équivalente à celle des hommes diplômés du supérieur, comme c’est le cas pour l’espérance de vie instantanée sur la période 2009-2013, calculée dans l’étude précitée. Au fil des générations, le différentiel d’espérance de vie entre les groupes se réduit, pour atteindre 1,5 années pour les femmes et 2,5 années pour les hommes nés en 2000. La diminution de la mortalité au fil des générations avant l’âge de 100 ans réduit en effet l’impact de la mortalité différentielle sur les différences d’espérance de vie. Dans le modèle, ceci n’est pas contrebalancé par une augmentation de la mortalité différentielle aux grands âges.¹²

¹²Notamment, pour des raisons de disponibilité des données, nous n’appliquons pas de mortalité différentielle par diplôme aux centenaires.

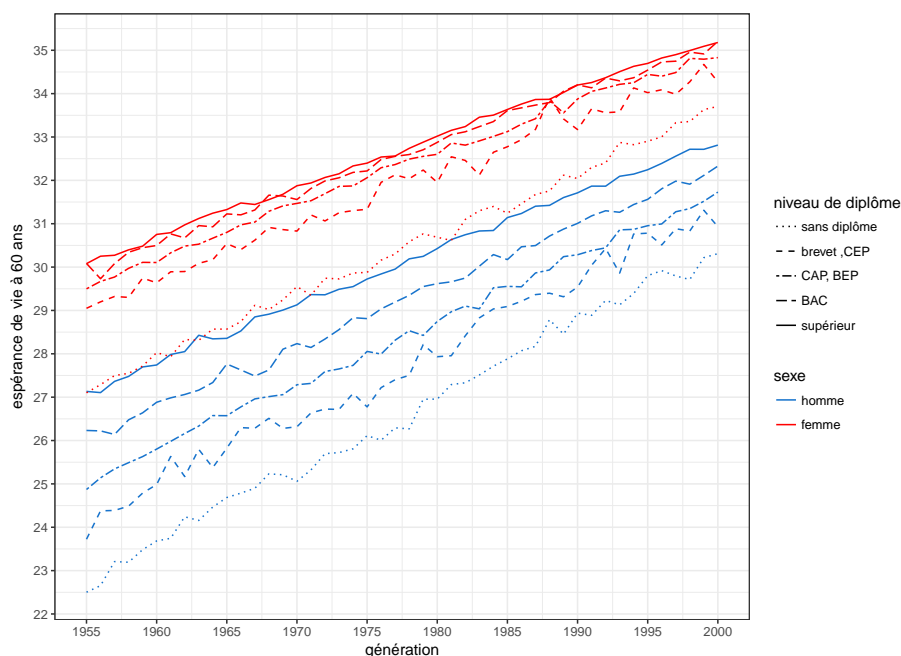


Figure 6. Espérance de vie moyenne simulée à 60 ans par génération, par sexe et par niveau de diplôme

Source : modèle *Destinie*, calculs des auteurs

Par ailleurs, une précédente version de mortalité différentielle suivant la catégorie sociale avait été intégrée par Dubois et Marino (2015). Leurs résultats montraient une plus faible hétérogénéité des espérances de vie entre catégories. Pour les générations nées entre 1960 et 1970, l'écart maximal d'espérance de vie à la naissance entre les différents sous-groupes n'était que de deux ans pour les hommes (contre 4 ans dans nos estimations) et de 7 mois pour les femmes (contre 2 ans dans nos estimations). La nouvelle méthode mise en œuvre présente l'avantage d'utiliser, dans *Destinie*, la variable de stratification effectivement employée dans les données sur la mortalité, à savoir le diplôme. Cela permet de mieux reproduire la variabilité observée de l'espérance de vie.

5 Retraite et mortalité différentielle

5.1 Élasticité de la probabilité de survie au niveau de pension

L'introduction d'une mortalité différentielle selon le niveau de diplôme génère une corrélation entre espérance de vie et pension, le diplôme étant également corrélé aux

déterminants de la pension (la carrière professionnelle, les revenus d'activité, la vie familiale, etc.). Cette mise en évidence du lien positif entre longévité et niveau de pension est pertinente en termes de politiques publiques. Elle rend compte du caractère anti-redistributif du système de retraite dans la mutualisation du risque viager : la redistribution s'opère en effet des retraités décédant tôt avec des faibles pensions vers des retraités vivant plus longtemps et percevant des pensions plus élevées. La prise en compte d'une telle corrélation est par exemple un préalable important pour des études visant à évaluer le caractère actuariel des pensions (Bommier *et al.*, 2005). Pour estimer dans quelle mesure la nouvelle modélisation de la mortalité permet au modèle de rendre compte de cette corrélation, on en estime une mesure à partir des données simulées par Destinie, et la comparons avec des résultats obtenus sur données observées.

Étudiant la corrélation entre taux de mortalité et niveau de pension, Bommier *et al.* (2005) ont estimé sur les données de l'EIR les élasticités de la probabilité de survie à 4 ans au montant de la pension de droit direct. On estime de même, à partir du modèle Destinie, la probabilité de survie par génération et par sexe comme une fonction du logarithme des pensions avec un modèle Probit. On considère les générations 1925, 1935 et 1945 sur la période 2010-2014, en ne retenant, comme Bommier *et al.* (2005), que les personnes ayant cotisé au moins 60 trimestres et ayant liquidé leur droit à pensions¹³. Les estimations sont réalisées pour chaque sous-groupe.

L'introduction d'une mortalité différentielle par diplôme permet d'obtenir une élasticité de la probabilité de survie au niveau de pension, pour les hommes comme pour les femmes (voir table 1). Nous retrouvons une élasticité croissante avec l'âge, plus faible pour les femmes que pour les hommes. Bommier *et al.* (2005) attribuent cette moindre élasticité des femmes à un effet de sélection, puisque l'échantillon est restreint aux femmes ayant cotisé pendant au moins 15 années à un régime de retraite.

Pour comparer ces élasticités simulées à des valeurs de référence, une estimation est réalisée sur les individus du panel EIR 2008-2012 nés en 1922, 1932 et 1942. Les résultats sont présentés en table 2. Les élasticités empiriques sont du même ordre de grandeur que les élasticités simulées, quoique toujours supérieures. Par exemple,

¹³Pratiquement tous les individus des ces générations ont liquidé leur pension de retraite en 2010. Dans cette étude, les individus de l'échantillon de Destinie sont supposés liquider leurs droits dès l'obtention du taux plein.

Génération	Hommes	Femmes
1925	0,092 (0,020)	0,021 (0,015)
1935	0,029 (0,007)	0,010 (0,005)
1945	0,017 (0,004)	0,005 (0,003)

Table 1. Élasticité de survie au montant de la pension de droit direct par génération et par sexe en 2010. Élasticité projetée par le modèle de microsimulation Destinie et calculée au point moyen de chaque sous-groupe. Les écarts-types, calculés par la delta-méthode, sont précisés entre parenthèses.

pour les hommes âgés d'environ 85 ans (générations 1922 -1925), l'élasticité observée est de 11,3 %, alors que l'élasticité simulée est de 9,2 %. Pour les femmes, les écarts sont relativement plus importants. Pour ces mêmes générations, l'élasticité empirique est de 6,9 %, alors que l'élasticité simulée n'est que de 2,1 %.

Nous émettons deux hypothèses sur l'origine de ces écarts. Premièrement, cette sous-estimation pourrait provenir de la simulation d'écarts de pension entre groupes de diplômés plus importants que dans l'EIR. Cela ne semble pas être le cas : chez les femmes comme chez les hommes des générations étudiées, par rapport à l'EIR, les écarts de niveau de pension simulés entre diplômés sont plus faibles (voir en Annexe E), ce qui tendrait à sur-estimer l'élasticité. Deuxièmement, et de façon plus structurelle, cette sous-estimation peut résulter de variables omises dans la simulation de la mortalité, explicatives à la fois du niveau de pension et du risque de décès. Par exemple, si le fait d'avoir eu des enfants pour une femme a un effet positif à la fois sur le montant de pension de droit propre et sur la longévité, inclure le parcours familial parmi les facteurs explicatifs du niveau de pension mais l'exclure de la simulation de la mortalité pourrait conduire, toutes choses égales par ailleurs, à sous-estimer l'élasticité de la survie au niveau de pension.

5.2 Montant des dépenses de pension

Nous évaluons enfin l'impact de l'introduction de la mortalité différentielle sur l'évaluation des dépenses de retraites. Dans un cadre simplifié, on peut montrer que cette introduction augmente à terme les dépenses de retraite (Annexe B), ce que confirment nos simulations (figure 7). La différence est cependant assez faible : elle atteint son maximum en 2045 avec une hausse de 0,75 % du montant des dépenses

Génération	Hommes	Femmes
1922	0,113 (0,027)	0,069 (0,017)
1932	0,041 (0,008)	0,013 (0,007)
1942	0,027 (0,011)	0,022 (0,013)

Table 2. Élasticité de survie à 4 ans au montant de droit direct par génération et par sexe. Élasticité estimée à partir des EIR 2008-2012 et calculée au point moyen de chaque sous-groupe. Les écarts-types, calculés par la delta-méthode, sont précisés entre parenthèses.

de retraite.

La hausse continue entre 2010 et 2045 s’explique par la montée en charge de la mortalité différentielle dans le modèle, puisque la simulation débute en 2010. La différence s’atténue par la suite car les différences d’espérance de vie projetées diminuent au fil des générations (voir figure 6).

Cet exercice peut également être décliné par régime (figure 8).

Pour les régimes Agirc et de la fonction publique, la prise en compte de la mortalité différentielle augmente les dépenses en projection. Les retraités de ces régimes, plus diplômés que la moyenne, vivent plus longtemps, ce qui augmente les effectifs de retraités et donc le total des pensions servies¹⁴. Dans les simulations, les hommes assurés à l’Agirc ont une espérance de vie à 65 ans supérieure d’environ 1 an à celle des hommes de leur génération. Chez les femmes, la différence est de 6 mois. Cet écart est toutefois inférieur à celui observé dans la réalité. En effet, en 2017, l’espérance de vie instantanée à 65 ans des affiliés à l’Agirc était de deux ans supérieure à celle du reste de la population, quel que soit le sexe. Cette sous-estimation du différentiel de mortalité provient en partie de la méthode d’imputation du statut de cadre, qui applique un taux de cadre uniforme sans distinguer les catégories d’âge. Une telle imputation conduit à surévaluer la proportion de cadres parmi les seniors et à la sous-évaluer parmi les jeunes. En ce qui concerne les titulaires de la fonction publique, leur plus grande longévité a été documentée par Buisson et Senghor (2016) pour la fonction publique d’État, et par Soulat (2017) pour la fonction publique territoriale et hospitalière.

¹⁴En adoptant les notations de l’annexe B, à l’extrême, si $EV_i \geq EV_{moy}$ pour tout i , alors $P_{diff,r} \geq \sum_i p_i EV_{moy} = P_r$. À terme, le biais est positif.

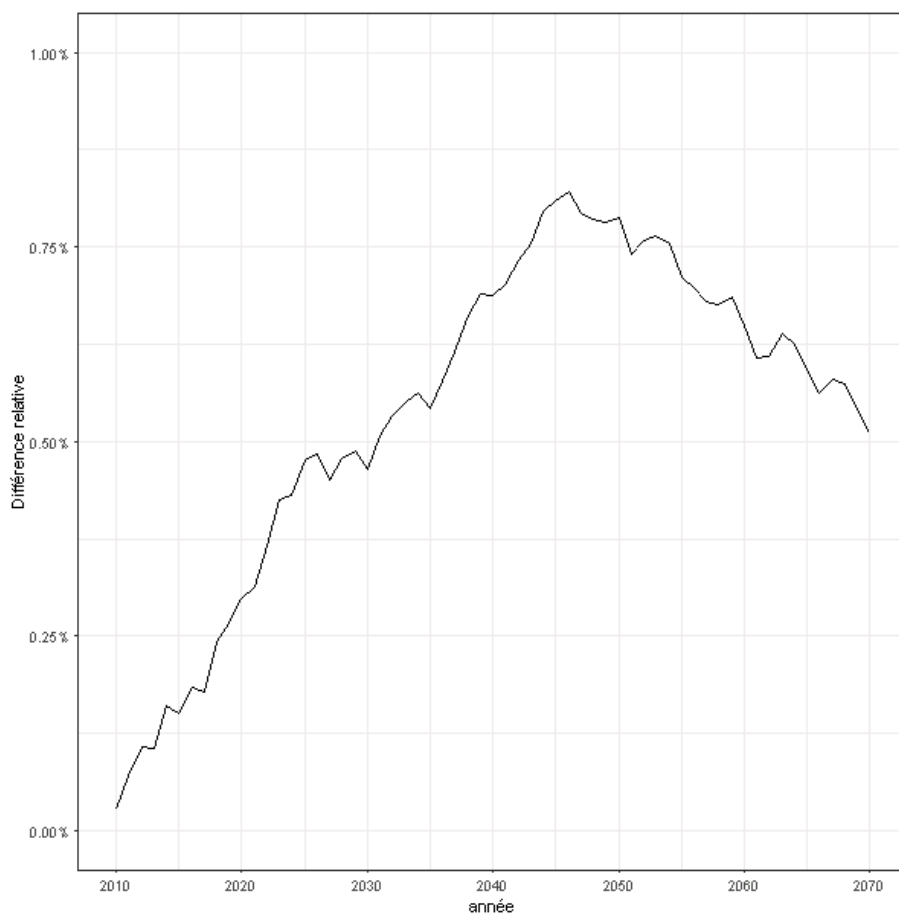


Figure 7. Différence relative de dépenses de retraite après introduction de la mortalité différentielle par niveau de diplôme
Source : modèle Destinie, calculs auteurs

Le signe de l'écart entre le total des pensions versées avec ou sans mortalité différentielle évolue en revanche dans le temps pour le régime général (Cnav) et le régime des non-cadres (Arrco). Il est en effet la résultante de deux phénomènes de sens contraire sur le montant des dépenses de retraite. D'une part, le niveau de diplôme étant moins élevé dans ces régimes qu'en population générale, introduire une mortalité différentielle diminue l'espérance de vie à la liquidation dans ces régimes, ce qui diminue les effectifs de retraités chaque année : cela impacte le nombre de pensionnés du régime. D'autre part, à espérance de vie dans le régime donnée, la prise en compte d'une mortalité différentielle au sein du régime augmente les dépenses du régime : cela impacte la composition des pensionnés du régime. Avant 2040, le premier effet l'emporte sur le second, et inversement après. Chez les non-salariés, la mortalité différentielle intra-régime fait augmenter les dépenses dès 2025.

En raison de la taille du régime général, l'espérance de vie à la liquidation dans ce régime a faiblement varié : on s'attend donc plutôt à ce que le second effet l'emporte, ce qu'on constate à long terme. Ce n'est pas le cas à court terme, puisque la diminution de la longévité au sein du régime, due à la prise en compte d'une mortalité différentielle, arrive rapidement à plein régime, tandis que l'effet de la corrélation positive entre mortalité et niveau de pension se manifeste à plus long terme.

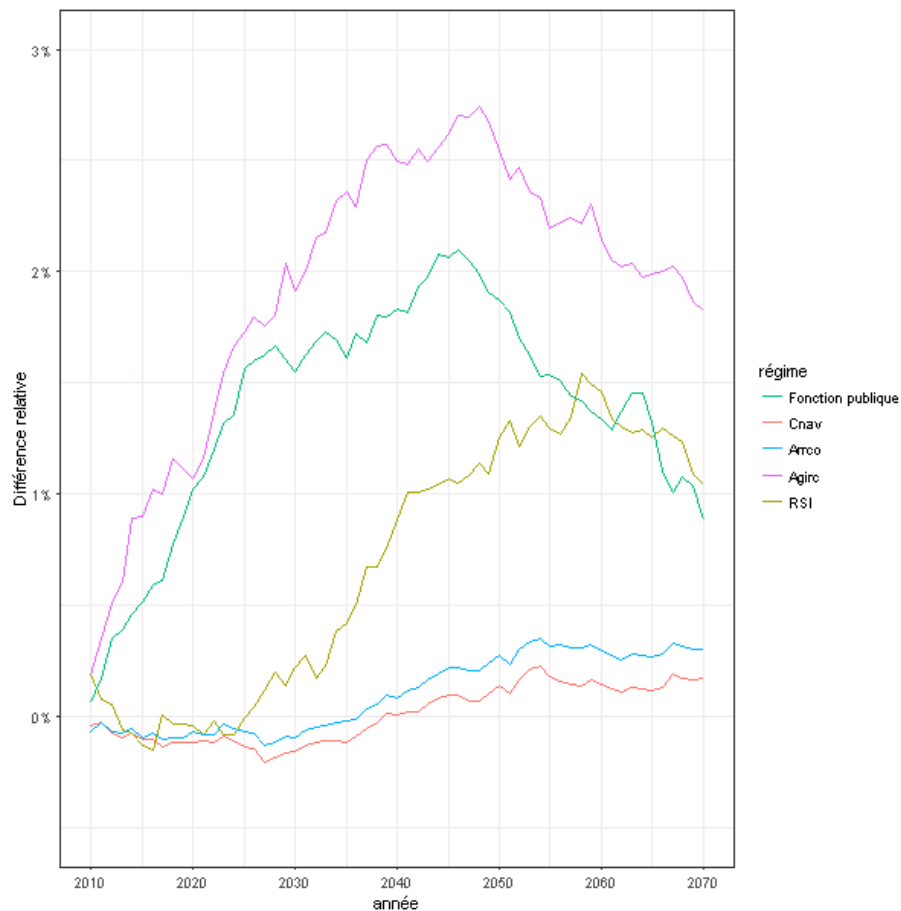


Figure 8. Différence relative de dépenses de retraite après introduction de la mortalité différentielle par niveau de diplôme
Source : modèle Destinie, calculs auteurs

6 Conclusion

Dans ce travail, nous avons intégré une mortalité différentielle par niveau de diplôme dans le modèle de microsimulation Destinie. À cet égard, en l'absence de tables prospectives de celle-ci, une méthode de projection a été choisie. Offrant une meilleure prédiction des quotients de mortalité sur la période récente, la méthode de proportionnalité a été privilégiée à celle de Brass.

Le choix du diplôme comme variable discriminante sur la mortalité correspond à la segmentation sociale utilisée dans les tables rétrospectives. Il permet de mieux rendre compte des écarts d'espérance de vie observés entre catégories que ce qui était réalisé jusqu'à présent (Dubois et Marino, 2015). Les apports de cette nouvelle modélisation pourront être mis à profit, par exemple, pour affiner par catégorie de diplôme des résultats de projections sur les durées de vie en retraite, précédemment limités à la génération et au sexe (voir par exemple Cazenave-Lacroux et Godet (2017) et Aubert et Rabaté (2014)). À notre connaissance, il s'agit également de la première projection de la mortalité différentielle par niveau de diplôme en France, à l'intersection des travaux de projection de la mortalité globale (Blanpain et Buisson, 2016) et de ventilation de la mortalité par diplôme (Blanpain, 2016).

Analysée sous l'angle des retraites, cette mortalité différentielle génère une élasticité positive de la probabilité de survie au montant de pension. Le fait de reproduire au mieux la corrélation positive entre pension et survie, et donc les inégalités d'espérance de vie, doit permettre d'analyser plus finement les propriétés redistributives des régimes de retraite, par exemple en estimant pour différents groupes des indicateurs de rendement du système de retraite (Dubois et Marino, 2015).

Cependant, les élasticités simulées de la probabilité de survie au montant de pension sont plus faibles que celles estimées sur les données de l'EIR, notamment pour les femmes. Ceci pourrait être lié à la non-prise en compte dans la simulation de la mortalité de variables déterminantes, autres que le diplôme, le sexe et l'âge, sur le niveau de pension et le risque de décès. Une première piste d'amélioration, laissée à de futurs travaux, pourrait alors être de simuler explicitement la probabilité de décès à partir de variables explicatives pertinentes présentes dans le modèle, puis de caler par diplôme, âge et sexe, à la manière de ce que Cazenave-Lacroux et Godet (2017) ont réalisé lors de la simulation dans Destinie d'états de santé - avec alors

un calage uniquement par sexe et âge. Une seconde piste consisterait à décliner la mortalité par niveau de vie, variable plus discriminante que le diplôme. Une telle perspective nécessiterait de revoir l'ordre d'appel des fonctions dans Destinie d'une part, et d'intégrer les éléments manquants dans le calcul du niveau de vie d'autre part, notamment les prestations sociales¹⁵ et les revenus issus du patrimoine. *A contrario*, il faut garder à l'esprit que les élasticités estimées ne découlent pas uniquement du choix de modélisation de la mortalité différentielle : elles dépendent également de la simulation des carrières, des revenus d'activité, et de la pension.

En l'état, un usage possible de Destinie consiste à neutraliser la mortalité différentielle afin d'obtenir un ordre de grandeur de son impact sur les indicateurs étudiés. C'est ce que nous réalisons en évaluant l'effet de la mortalité différentielle sur les projections de dépenses de pension. Au maximum (autour de 2045), nous obtenons un impact d'au plus 0,75 % sur l'ensemble des régimes, et une révision d'au plus 2-3 % dans d'autres (notamment la fonction publique et l'Agirc). La sous-estimation des élasticités de la survie au montant de la pension semble indiquer que ces suppléments de dépenses estimés constituent un minorant de la situation réelle. Ils donnent cependant l'ordre de grandeur à attendre du biais commis - ici faible - en ignorant les inégalités sociales d'espérance de vie.

Enfin, ce travail a aussi été l'occasion d'introduire une nouvelle variable de stratification sociale, qui complète l'âge de fin d'études. Cet ajout ouvre des perspectives d'innovation dans d'autres modules du modèle, comme les salaires.

¹⁵Soulignons que l'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA) a certes fait l'objet d'une modélisation par Duée et Rebillard (2006) et Marbot et Roy (2012), mais dans le cadre de modules distincts et avec une modélisation spécifique de la mortalité - dont l'actualisation requerrait la première piste d'amélioration citée.

Annexes

A Quotients de mortalité

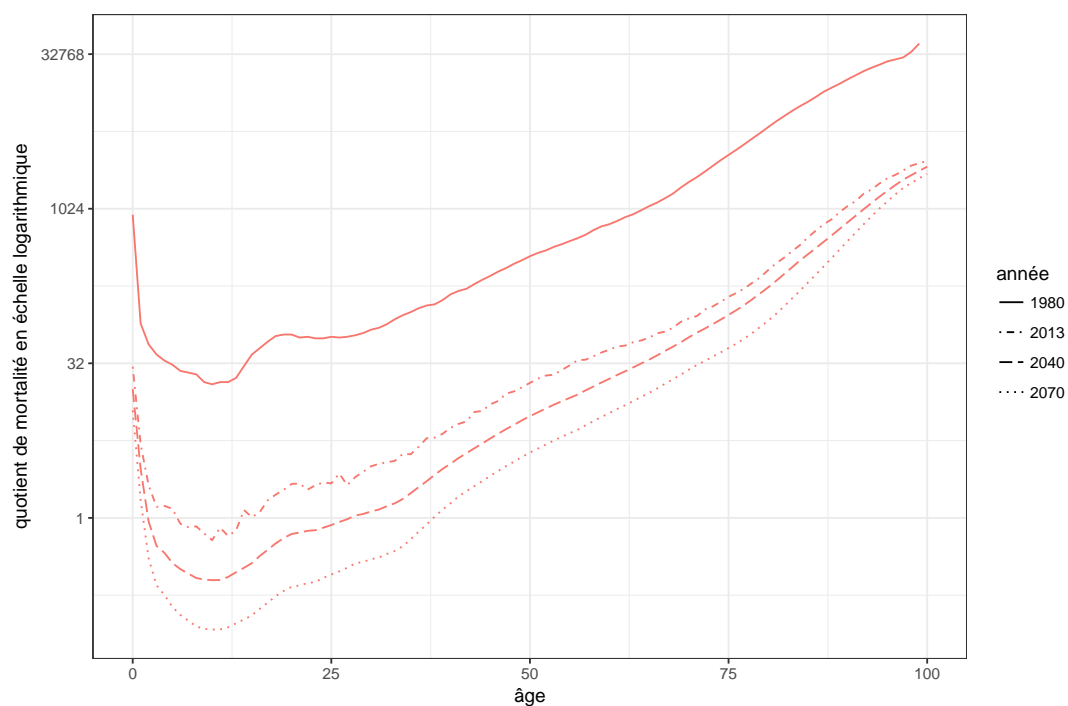


Figure A.IX. Quotient de mortalité des femmes (pour 100 000 vivantes au 1er janvier) en fonction de leur âge observé en 1980 et 2013 et projeté en 2040 et 2070

B Sous-estimation des dépenses de retraites lorsque la mortalité différentielle n'est pas prise en compte

On montre que la somme des dépenses de retraites est sous-estimée à long terme si la mortalité différentielle n'est pas prise en compte, ou plus précisément, si l'élasticité du taux de mortalité au montant de pension n'est pas considérée négative mais nulle. Pour ce faire, on montre que la somme des pensions perçues sur la vie d'une génération est sous-estimée dans ce cas. Si un résultat sur la somme des dépenses de retraites n'est certes pas équivalent à court terme à un résultat sur la somme des pensions perçues sur la vie d'une génération, cela l'est à l'horizon de la simulation.

On se place dans un cadre simplifié où, au sein d'une génération, les individus liquident leurs droits au même âge. On considère alors une date t et la génération qui liquide à cette date. On note N le nombre d'individus de cette génération (retraités) encore en vie à t , EV_{moy} (resp. EV_i) l'espérance de vie moyenne à la liquidation de la génération (resp. de l'individu i) en t . En définissant $\gamma_i = \frac{EV_i}{EV_{moy}}$, et comme $EV_{moy} = \frac{1}{N} \sum_i EV_i$, il vient $\sum_i \gamma_i = N$. De plus, on remarque qu'en l'absence de mortalité différentielle, pour tout i : $\gamma_i = 1$.

On note P_{diff} l'espérance de la somme des pensions perçues par la génération, calculée en t ¹⁶, lorsque la mortalité différentielle par diplôme est prise en compte. On la note P dans le cas contraire. Soit p_i la pension de l'individu i à la liquidation. Effectuer le calcul en t revient à n'intégrer l'effet de la mortalité différentielle qu'après la liquidation et à le négliger avant. Néanmoins, l'impact de cette dernière est sans ambiguïté : elle contribue à faire arriver en retraite une population avec une plus forte pension moyenne (en négligeant les différences de mortalités liées aux âges différents de départ en retraite), donc elle augmente les dépenses totales.

Les quantités étant exprimées en euros de l'année t et les pensions indexées sur les prix, on a :

$$P_{diff} = \sum_i p_i EV_i = \left(\sum_i p_i \gamma_i \right) EV_{moy}$$

$$P = \sum_i p_i EV_{moy}$$

¹⁶Un calcul effectué en $t' < t$ nécessite la prise en compte de la probabilité de survie entre t' et t .

Et donc:

$$P_{diff} \geq P \iff \sum_i p_i \gamma_i \geq \sum_i p_i$$

Avoir une élasticité négative de la mortalité à la pension se traduit dans notre cas simple par : $\gamma_i = \gamma(p_i)$ est une fonction croissante en p_i . Dans ce cadre, la relation précédente est vérifiée, et on a donc bien : $P_{diff} \geq P$.

Cela se montre facilement. Quitte à réordonner les p_i , on suppose la suite $(p_i)_{i=1..N}$ croissante. Il en est donc de même pour $(\gamma_i)_{i=1..N}$. En définissant $n^* = \min\{i | \gamma_i \geq 1\}$ (cette quantité est bien définie car $\sum_i \gamma_i = N$), on a

$$\begin{aligned} \sum_i p_i \gamma_i &= \sum_i (\gamma_i - 1)p_i + \sum_i p_i \\ &= \sum_{i < n^*} (\gamma_i - 1)p_i + \sum_{i \geq n^*} (\gamma_i - 1)p_i + \sum_i p_i \\ &\geq \sum_{i < n^*} (\gamma_i - 1)p_{n^*} + \sum_{i \geq n^*} (\gamma_i - 1)p_{n^*} + \sum_i p_i \\ &= \sum_i p_i \end{aligned}$$

C Statistiques descriptives sur la variable diplôme

Table C.III. Répartition des individus selon le niveau de diplôme (en %)

Année	Sans diplôme	Brevet, CEP	CAP, BEP	Baccalauréat	Supérieur
2010	14.7	12.7	24.0	18.5	30.0
2030	11.1	7.1	22.9	22.3	36.6
2050	9.5	4.0	20.4	24.6	41.5
2070	8.8	3.4	18.4	26.1	43.3

Champ : individus présents les années considérées

Source : modèle Destinie, calculs auteurs

Table C.IV. Répartition des individus selon le niveau de diplôme (en %)

Génération	Sans diplôme	Brevet, CEP	CAP, BEP	Baccalauréat	Supérieur
1951-1960	15.7	15.8	31.8	16.1	20.6
1961-1970	14.2	5.6	32.1	17.6	30.5
1971-1980	9.6	3.4	20.0	21.4	45.5
1981-1990	8.7	3.5	18.6	21.1	48.2
1991-2000	8.5	3.4	18.1	21.9	48.1

Champ : individus vivants à 60 ans

Source : modèle Destinie, calculs auteurs

D Calage par la méthode d'alignement par tri

On détaille la méthode de calage du nombre de décès mise en oeuvre dans Destinie. Chaque année, les individus vivants se voient attribuer une probabilités de décès dépendant du genre, de l'âge et du diplôme. Les décès sont alors simulés sur la base de ces probabilités, en respectant des cibles de décès par année, sexe et âge. Un tel calage est assuré par la méthode d'alignement par tri (Blanchet, 2014).

Nous en décrivons le principe en prenant l'exemple du calage au sein d'un groupe donné, défini par le sexe et l'âge, pour une année fixée. Le but est de sélectionner K individus qui vont décéder, de sorte à obtenir une proportion \tilde{p} de décès. Pour cela, nous tirons pour tout individu i une réalisation u_i d'une loi uniforme sur $[0, 1]$. Les quantités $v_i = f(u_i) - f(p_i)$, où p_i désigne la probabilité de décès de l'individu i et $f(x) = \ln\left(\frac{x}{1-x}\right)$, sont ensuite triées par ordre croissant. On fait alors décéder les individus correspondants aux K premières valeurs.

Cette procédure modifie les probabilités de décès de chaque individu, tout en préservant le rapport des *odds-ratio* dans un cadre asymptotique. Pour le montrer, on considère que les p_i sont des réalisations indépendantes des u_i , et suivent une certaine loi F . L'algorithme se ramène à la sélection des individus i pour lesquels les v_i sont inférieurs ou égaux au quantile empirique d'ordre \tilde{p} de la distribution des v_i , noté S_N et défini par $S_N = \inf\left\{t \in \mathbb{R} \mid \hat{G}(t) \geq \tilde{p}\right\}$, où \hat{G} désigne la fonction de répartition empirique des v_i . Autrement dit, on recherche les $\lceil \tilde{p}N \rceil$ plus petites valeurs des v_i , ce qui garantit une proportion de tirage proche de \tilde{p} lorsque N est grand.

Pour montrer la conservation du rapport des *odds-ratio* au niveau asymptotique, on va établir que, conditionnellement aux p_i , la probabilité pour l'individu i de décéder converge presque sûrement. Plus précisément, en désignant par S le quantile d'ordre \tilde{p} de $f(u_i) - f(p_i)$ (c'est-à-dire, en utilisant l'indépendance de u_i et p_i , le réel S tel que $\int \frac{e^S p}{1 + p(e^S - 1)} dF(p) = \tilde{p}$) :

$$\mathbf{P}(f(u_i) - f(p_i) \leq S_N | p_i) \xrightarrow[N \rightarrow \infty]{p.s.} \mathbf{P}(f(u_i) - f(p_i) \leq S | p_i).$$

Cela permettra de conclure puisque, en utilisant l'indépendance de u_i et p_i :

$$\mathbf{P}(f(u_i) - f(p_i) \leq S | p_i = q) = \mathbf{P}(f(u_i) - f(q) \leq S | p_i = q) = \mathbf{P}(f(u_i) - f(q) \leq S).$$

Or cette dernière quantité est égale à $\frac{e^S q}{1 + q(e^S - 1)}$, d'où finalement :

$$\mathbf{P}(f(u_i) - f(p_i) \leq S | p_i) = \frac{e^S p_i}{1 + p_i(e^S - 1)}.$$

Or, il s'agit d'une transformation de p_i conservant les *odds-ratio* (voir Blanchet (2014)).

Montrons donc cette convergence presque sûre. La fonction de répartition de $f(u_i) - f(p_i)$, égale à $t \mapsto \int \frac{e^t p}{1 + p(e^t - 1)} dF(p)$, est continue et strictement croissante, au moins lorsque la loi F est à support fini¹⁷. D'après un résultat classique de convergence des quantiles empiriques¹⁸, on sait alors que S_N converge presque sûrement vers S . Dès lors, $\mathbb{1}_{f(u_i) - f(p_i) \leq S_N}$ converge presque sûrement vers $\mathbb{1}_{f(u_i) - f(p_i) \leq S}$ ¹⁹, et par convergence dominée conditionnelle, on a bien :

$$\mathbf{P}(f(u_i) - f(p_i) \leq S_N | p_i) \xrightarrow[N \rightarrow \infty]{p.s.} \mathbf{P}(f(u_i) - f(p_i) \leq S | p_i).$$

¹⁷Ce qui est le cas ici puisque les p_i dépendent uniquement du diplôme, à âge et à sexe fixés.

¹⁸À savoir : soient $0 < p < 1$ et $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de variables aléatoires indépendantes de fonction de répartition G continue tels qu'il existe une unique solution x_p à l'équation $G(x) = p$; soit $(k_N)_{N \geq 1}$ une suite d'entiers telle que $1 \leq k_N \leq N$ et $\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{k_N}{N} = p$. Alors, en notant $X_{(m,N)}$ la m -ième plus petite valeur de la suite $(X_n)_{1 \leq n \leq N}$, la suite des quantiles empiriques $(X_{(k_N,N)})_{N \geq 1}$ converge presque sûrement vers x_p .

¹⁹Sur les événements $\{f(u_i) - f(p_i) < S\}$ et $\{f(u_i) - f(p_i) > S\}$, la convergence est évidente. Quant à l'événement $\{f(u_i) - f(p_i) = S\}$, il s'agit d'un événement de probabilité nulle puisque $\mathbf{P}(f(u_i) - f(p_i) = S) = \int \mathbf{P}(u_i = f^{-1}(S + f(p))) dF(p) = 0$

E Montant de pension selon le niveau de diplôme dans Destinie et dans l'EIR

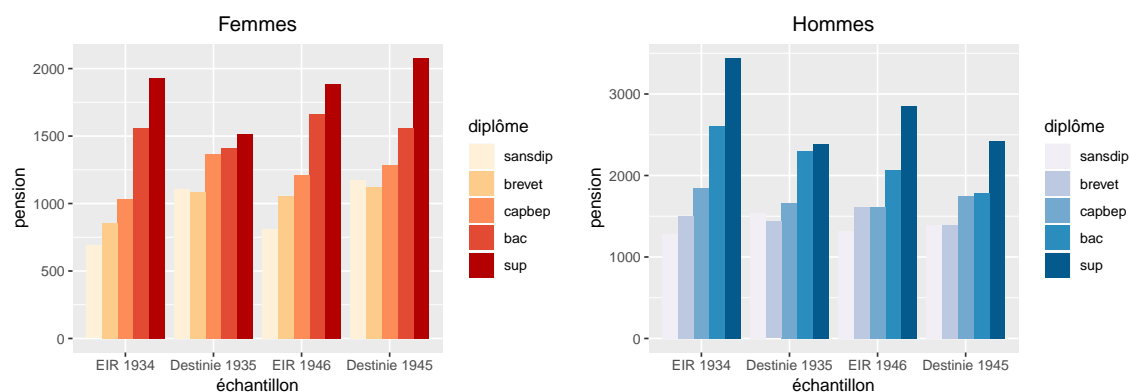


Figure E.X. Pension mensuelle moyenne suivant le niveau de diplôme.

Note 1 : Sont retenues les pensions utilisées dans le calcul des élasticités. Dans Destinie, il s'agit de la pension de droit direct, avec la majoration pour enfants, et un filtre de 15 ans sur la durée en emploi. Dans l'EIR, il s'agit de la pension de droit direct, sans la majoration pour enfants, et un filtre de 15 ans sur la durée d'assurance.

Note 2 : Les échantillons sont numérotés suivant l'année de naissance de la génération étudiée. Bien que la génération née en 1925 ait été également étudiée dans Destinie, le graphique correspondant ne pouvait pas être réalisé pour les personnes nées 1922 ou en 1926 dans l'EIR. Il a donc été réalisé uniquement pour les personnes nées en 1935 et 1945 dans Destinie, et les personnes nées en 1934 et 1946 dans l'EIR.

Bibliographie

- ALBERT, C., BERTEAU-RAPIN, C. et DI PORTO, A. (2009). PRISME Le modèle de microsimulation dynamique de la CNAV, régime français de pension de retraite. Rapport technique, Cnav.
- AUBERT, P. et ANDRIEUX, V. (2010). La mortalité différentielle des retraités: estimation à partir de l'échantillon interrégimes de retraités et applications.
- AUBERT, P. et RABATÉ, S. (2014). Durée passée en carrière et durée de vie en retraite: quel partage des gains d'espérance de vie? *Économie et statistique*, 474(1):69–95.
- BACHELET, M., LEDUC, A. et MARINO, A. (2014). Les biographies du modèle Destinie II: rebasage et projection. *Direction des études et Synthèses économiques, Insee*.
- BARDAJI, J., SÉDILLOT, B. et WALRAET, E. (2003). Un outil de prospective des retraites: le modèle de microsimulation Destinie. *Economie & prévision*, (4):193–213.
- BERTILLON, J. (1892). De la morbidité et de la mortalité par profession. *Journal de la société française de statistique*, 33:341–372.
- BLANCHET, D. (2014). La microsimulation dynamique: principes généraux et exemples en langage R. *Document de travail, Insee*, 1.
- BLANPAIN, N. (2016). L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme - Méthode et principaux résultats. Document de travail de la DSDS F 1602, Insee.
- BLANPAIN, N. (2018). L'espérance de vie par niveau de vie - Méthode et principaux résultats. Document de travail de la DSDS F 1801, Insee.
- BLANPAIN, N. et BUISSON, G. (2016). Projections de population 2013-2070 pour la France: méthode et principaux résultats. *Insee, Document de travail F*, 1606.
- BOMMIER, A., MAGNAC, T., RAPOPORT, B. et ROGER, M. (2005). Droits à la retraite et mortalité différentielle. *Economie & prévision*, (2):1–16.
- BOZIO, A., RABATÉ, S., RAIN, A. et TÔ, M. (2018). Quelle réforme du système de retraite ? Les grands enjeux. 31.

- BUISSON, B. et SENHOR, H. (2016). Méthodes de simulation des décès appliquées au régime de retraite de la fonction publique d'État. *Retraite et société*, (1):175–196.
- CAZENAVE-LACROUTZ, A. et GODET, F. (2017). L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie. *Insee, Document de travail du D2E*, G2017/03.
- DARIC, J. (1949). Mortalité, profession et situation sociale. *Population (french edition)*, pages 671–694.
- DESPLANQUES, G. (1973). A 35 ans, les instituteurs ont encore 41 ans à vivre, les manœuvres 34 ans seulement. *Economie et statistique*, 49(1):3–19.
- DESPLANQUES, G. (1984). L'inégalité sociale devant la mort. *Économie et statistique*, 162(1):29–50.
- DUBOIS, Y. et MARINO, A. (2015). Le taux de rendement interne du système de retraite français: quelle redistribution au sein d'une génération et quelle évolution entre générations? *Economie et statistique*, 481(1):77–95.
- DUÉE, M. et REBILLARD, C. (2006). La dépendance des personnes âgées: une projection en 2040. *Données sociales-La société française*, 7:15.
- FEBVAY, M. et AUBENQUE, M. (1957). La mortalité par catégorie socio-professionnelle. *Études statistiques*, 3.
- GOUJON, S. et MÉNORET, F. (2010). La mortalité différentielle : panorama des études existantes et intérêts au sein des travaux de la Cnav. Rapport technique, Cnav.
- HACHON, C. (2009). Who Really Benefits from Pension Systems? When Life Expectancy Matters. *Revue d'économie politique*, 119(4):613–632.
- HUBER, M. (1912). Mortalité suivant la profession, d'après les décès enregistrés en France en 1907 et 1908. *Bulletin de la statistique générale de la France*.
- INED (2007). Risques de mortalité selon l'âge. Graphique du mois 12, Ined.
- INSEE (2018). Espérance de vie-mortalité. Tableaux de l'économie française, Insee.
- LEDERMANN, S. (1960). Estimation de l'espérance de vie à la naissance par catégorie professionnelle en France. *Population (french edition)*, pages 127–131.

- MARBOT, C. et ROY, D. (2012). Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie.
- MENVIELLE, G., CHASTANG, J.-F., LUCE, D., LECLERC, A. *et al.* (2007). Évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité en France entre 1968 et 1996. Étude en fonction du niveau d'études par cause de décès. *Revue d'épidémiologie et de santé publique*, 55(2):97–105.
- MESLÉ, F. (2004). Espérance de vie: un avantage féminin menacé. *Population & Sociétés*, 402:1–4.
- MESRINE, A. (1999). Les différences de mortalité par milieu social restent fortes. *Données sociales*, pages 228–235.
- MONTEIL, C. et ROBERT-BOBÉE, I. (2006). Différentiels sociaux et familiaux de mortalité aux âges actifs: quelles différences entre les femmes et les hommes? *Économie et statistique*, 398(1):11–31.
- RODRIGUEZ, G. (2010). Parametric survival models. Rapport technique, Princeton: Princeton University.
- SOULAT, L. (2017). Espérance de vie des fonctionnaires territoriaux et hospitaliers . *Les études - Direction des Retraites et de la solidarité*, 2017-19.

Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

ii

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises	G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Médécion et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9010	J.L. BRILLET -Propriétés variantes	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9014	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHINEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9015	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9209	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9301	G. BOURDIEU et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIE Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistance des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9402	J. GAUTIE Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective NOW PARU - article sorti dans <i>Économie et Prévision</i> n° 122 (1996) - pages 95 à 113
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9307	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9308	L. BLOCH - J. BOURDIEU, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIENKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURÉ Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH - J. BOURDIEU, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
				G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagisme : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? Une modélisation microéconométrique empirique
				G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component		

G 9607	models: an application to the study of French business surveys N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme	Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities? Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	G 9911	G. LAROCQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9806	J. ACCARDO - M. J. LASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE	G 9807	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9912	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	G 9808	A. MOUROUGANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NARU: the case of France	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus coûts : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9612	Ph. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux, d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéfices réels normaux (BRN)
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	M. HOUDEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	A. MOUROUGANE Créabilité, indépendance et politique monétaire	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CREPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises	G 9813	A. Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	Une revue de la littérature	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux complés - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A paraitre	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Desitme	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. GUINET The real exchange rate as the relative price of nontrables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9705	R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9706	M. HOUDEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9707	M. HOUDEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	X. BONNET - S. DUCHÈNE Appoints et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	A. MOUROUGANE Créabilité, indépendance et politique monétaire	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Évaluation des effets de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a		G 9910	Ch. COLIN - Fi. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique		

G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement ; petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?	microsimulation model Desimie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages »	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?	G2002/15	C. AUDENS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?	G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data	C. AUDENS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit-fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAIB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/05	C. AUDENS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	C. AUDENS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	C. AUDENS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/06	P. AUBERT et B. CREPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	C. AUDENS - J. DEROYON - N. FOURCADE Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/07	H. BARON - P. O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/08	P. O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	F. HILD Les soldes d'opinion résument-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2004/14	J. BARDAJLI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/10	Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/11	P. O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	F. HILD La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2004/02	P. AUBERT - M. LECLAIR Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French		G2004/03	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique

G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français
G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes
G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2004/14	J. BARDAJLI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2004/14	J. BARDAJLI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique

G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004	G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Françaises Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?	G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique	G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin	G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE	G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques	G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés	G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucde prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?	G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Economies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?	G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	G2009/09	G. LALANNE - E. POULLIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises	G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision	G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)	G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	G2009/12	J. BARDAJ - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale	G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	G2009/13	R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de testing ?
G2005/16	H. RAOUJ - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé	G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne	G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?	G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen	G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution	G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2006/04	J.-F. OUVRRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France	G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype	G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MESANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffres, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach	G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market	G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuls de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
		G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France	G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data		
		G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail				G2010/06

G2010/07	National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?	G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPEGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français	G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years
G2010/08	Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques P.-Y. CABANNES - V. LAPEGUE - A. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/06	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projetter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2012/06	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT An Unconditional Quantile Regression Approach	G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy
G2010/09	L. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/07	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2012/07	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010	G2013/10	G. LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?
G2010/10	R. RATHÉLOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à nouveaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/08	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2012/08	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans	G2013/11	P. CHONE - F. EVAÏN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry: Evidence from French data
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/09	M. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2012/09	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie	G2013/12	C. GRISLAIN-LETREMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/10	C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	G2012/10	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique	G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSIK French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2012/11	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/12	C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008	G2013/15	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2010/16	Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific? P. BEFFY - T. KAMIONKA	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHÉLOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebaseage et projection
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	G2012/14	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPEGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	G2013/01- F1301	T. DEROYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état	G2014/03	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1988
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence from French Firms	G2013/02- F1302	C. TREVIEN Habiter en HLM: quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?	G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPEGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?	G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models	G2014/05	C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATOSSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones	G2013/04	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies	G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises	G2013/05	G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance	G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
		G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior	G2013/06	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?	G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
		G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France	G2013/07	P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail	G2014/09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
						G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?
						G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJ - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICSIK Wage Resilience in France since the Great Recession

G2014/12	F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOUAIL Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates	G2015/14	J.-B. BERNARD - Q. LAFFÈTER Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socioprofessionnelles	G2017/02	Y. DUBOIS - M. KOUBI Règles d'indexation des pensions et sensibilité des dépenses de retraites à la croissance économique et aux chocs démographiques	G2018/07	C.-M. CHEVALIER Consumption inequality in France between 1995 and 2011
G2014/13	H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows	G2015/15	C. GEAY - M. KOUBI - G de LAGASNERIE Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Destinie	G2017/03	A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie	G2018/08	A. BAUER - B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Financial Constraints and Self-Employment in France, 1945-2014
G2014/14	P. GIVORD - C. GRISLAIN-LETREMY - H. NAEGELE How does fuel taxation impact new car purchases? An evaluation using French consumer-level dataset	G2015/16	J. BARDAJI - J.-C. BRICONGNE - B. CAMPAGNE - G. GAULIER on the domestic and foreign markets	G2017/04	J. BARDAJI - B. CAMPAGNE - M.-B. KHDER - Q. LAFFÈTER - O. SIMON (Insee) M.-B. KHDER - Q. LAFFÈTER - O. SIMON (Insee) A.-S. DUFRÈNEZ - C. ELEZAAR - P. LEBLANC - E. MASSON - H. PARTOUCHE (DG-Trésor) Le modèle macroéconométrique Mésange : réestimation et nouveautés	G2018/09	P. BEAUMONT - A. LUCIANI Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche
G2014/15	P. AUBERT - S. RABATÉ Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie?	G2015/17	C. BELLÉGO - R. DE NIJS The redistributive effect of online piracy on the box office performance of American movies in foreign markets	G2017/05	J. BOUSSARD - B. CAMPAGNE Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound	G2018/10	C. BELLÉGO - V. DORTET-BERNADET - M. TÈPAUT Comparaison de deux dispositifs d'aide à la R&D collaborative public-privé
G2015/01	A. POISSONNIER The walking dead Euler equation Addressing a challenge to monetary policy models	G2015/18	J.-B. BERNARD - L. BERTHET French households financial wealth: which changes in 20 years?	G2017/06	A. CAZENAVE-LACROUTZ - A. GODZINSKI Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service	G2018/11	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO Réplication et rapprochement des travaux d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi en 2013 et 2014
G2015/02	Y. DUBOIS - A. MARINO Indicateurs de rendement du système de retraite français	G2016/01	M. POULHÈS <i>Fenêtre sur Cour</i> ou <i>Chambre avec Vue</i> ? Les prix hédoniques de l'immobilier parisien	G2017/07	P. CHARNOZ - M. ORAND Qualification, progrès technique et marchés du travail locaux en France, 1990-2011	G2018/12	A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. Godet - V. Lin L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle Destinie 2
G2015/03	T. MAYER - C. TREVIEN The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region	G2016/02	P. CHARNOZ - C. LELARGE - C. TREVIEN Communication Costs and the Internal Organization of Multi-Plant Businesses: Evidence from the Impact of the French High-Speed Rail	G2017/08	K. MILIN Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle		
G2015/04	S. T. LY - A. RIEGERT Measuring Social Environment Mobility	G2016/03	C. BONNET - B. GARBINTI - A. SOLAZ Gender Inequality after Divorce: The Flip Side of Marital Specialization - Evidence from a French Administrative Database	G2017/09	C.-M. CHEVALIER - R. LARDEUX Homeownership and labor market outcomes: disentangling externality and composition effects		
G2015/05	M. A. BEN HALIMA - V. HYAFIL-SOLELHAC M. KOUBI - C. REGAERT Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ?	G2016/04	D. BLANCHET - E. CAROLI - C. PROST - M. ROGER Health capacity to work at older ages in France	G2017/10	P. BEAUMONT Time is Money: Cash-Flow Risk and Export Market Behavior		
G2015/06	Y. DUBOIS - A. MARINO Disparités de rendement du système de retraite dans le secteur privé : approches intergénérationnelle et intragénérationnelle	G2016/05	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER MELEZE: A DSGE model for France within the Euro Area	G2018/01	S. ROUX - F. SAVIGNAC SMEs' financing: Divergence across Euro area countries?		
G2015/07	B. CAMPAGNE - V. ALHENC-GELAS - J.-B. BERNARD No evidence of financial accelerator in France	G2016/06	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Laffer curves and fiscal multipliers: lessons from Mélièze model	G2018/02	C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI Computerization, labor productivity and employment: impacts across industries vary with technological level		
G2015/08	Q. LAFFÈTER - M. PAK Élasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France	G2016/07	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Structural reforms in DSGE models: a case for sensitivity analyses	G2018/03	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles		
G2015/09	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU, S. IDMACHICHE, A. LEDUC et E. POULIQUEN Les déterminants de l'attractivité de la fonction publique de l'État	G2016/08	Y. DUBOIS et M. KOUBI Relèvement de l'âge de départ à la retraite : quel impact sur l'activité des séniors de la réforme des retraites de 2010 ?	G2018/04	R. LARDEUX Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start		
G2015/10	P. AUBERT La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ?	G2016/09	A. NAOUAS - M. ORAND - I. SLIMANI HOULTI Les entreprises employant des salariés à Smic : quelles caractéristiques et quelle rentabilité ?	G2018/05	C.-M. CHEVALIER Financial constraints of innovative firms and sectoral growth		
G2015/11	V. DORTET-BERNADET - M. SICSIC Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises	G2016/10	T. BLANCHET - Y. DUBOIS - A. MARINO - M. ROGER Patrimoine privé et retraite en France	G2018/06	R. S.-H. LEE - M. PAK Pro-competitive effects of globalisation on prices, productivity and markups: Evidence in the Euro Area		
G2015/12	S. GEORGES-KOT Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France	G2016/11	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final consumption in employment: an Input-Output decomposition				
G2015/13	M. POULHÈS Are Enterprise Zones Benefits Capitalized into Commercial Property Values? The French Case	G2017/01	D. FOUGÈRE - E. GAUTIER - S. ROUX Understanding Wage Floor Setting in Industry-Level Agreements: Evidence from France				