

**Direction des Études et Synthèses Économiques**

**G 2017 / 03**

**L'espérance de vie en retraite sans incapacité  
sévère des générations nées entre 1960 et 1990 :  
une projection à partir du modèle Destinie**

**Alexandre CAZENAVE-LACROUTZ et Fanny GODET**

**Document de travail**



**Institut National de la Statistique et des Études Économiques**

# INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail  
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

**G 2017 / 03**

## **L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie**

**Alexandre CAZENAVE-LACROUTZ et Fanny GODET\***

MAI 2017

Les auteurs remercient les participants aux séminaires du Département des études économiques de l'Insee pour leurs commentaires et suggestions, et tout particulièrement Didier Blanchet, Emmanuelle Cambois, Martin Chevalier, Yves Dubois, Malik Koubi, Anne Laferrère, Thomas Merly-Alpa, Thomas Renaud, Marie Reynaud, Laurence Rioux, Sébastien Roux, Delphine Roy ainsi que deux rapporteurs anonymes. Ils sont également reconnaissants à Catherine Beaumel de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales pour le calcul des marges de populations réalisé sur le Recensement de la population. Ils précisent que les erreurs qui subsisteraient leur restent entièrement imputables. Ce document de travail détaille les méthodes utilisées par Cazenave-Lacroutz et Godet (2016) et en actualise les résultats suite à la publication des dernières projections démographiques de l'Insee (Blanpain et Buisson, 2016).

---

\* Insee - Division « redistribution et politiques sociales » - Département des études économiques

## **L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie**

### **Résumé**

L'équité du système de retraite est souvent analysée à l'aune du montant des pensions versées, du niveau de vie des retraités ou des durées passées en retraite. Nous proposons un autre critère quantitatif pour rendre compte de la qualité de vie : la durée de vie passée en retraite sans incapacité sévère. Cet indicateur est calculé pour les générations nées entre 1960 et 1990 à l'aide du modèle de microsimulation Destinie. L'incapacité est simulée au niveau individuel sur un échantillon représentatif de la population française, en s'appuyant sur l'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe (Share). Les liquidations des retraites sont simulées en parallèle suivant l'hypothèse d'un comportement de départ au taux plein. La durée de vie sans incapacité en retraite dépend de trois facteurs : la durée de vie totale, la prévalence de l'incapacité et l'âge de départ en retraite. Pour chacune de ces composantes, plusieurs scénarios sont testés pour en prolonger les tendances. Sous l'hypothèse conservatrice selon laquelle les transitions vers l'incapacité auront lieu dans le futur aux mêmes âges qu'aujourd'hui, la durée de vie moyenne passée sans incapacité sévère reste relativement stable pour les générations étudiées. Elle augmente un peu pour les hommes à partir de la génération 1975, même en cas de poursuite de l'augmentation de la durée d'assurance cible. Pour l'ensemble de ces générations, les femmes bénéficient d'une durée moyenne en retraite sans incapacité supérieure à celle des hommes mais cette différence est moindre que l'écart correspondant d'espérance de vie totale en retraite. Cependant cette différence femmes/hommes n'est pas significative quand la durée sans incapacité en retraite est rapportée à la durée d'assurance validée. Enfin, une comparaison avec la génération née en 1950 montre qu'à législation constante, parmi les hommes, seuls ceux nés en 1990 peuvent espérer passer le même temps en retraite sans incapacité que ceux nés en 1950.

**Mots-clés** : Retraite ; Santé ; Microsimulation ; Projections ; Enquête Share

## **Projecting with the Destinie microsimulation model the post-retirement without any severe disabilities life expectancy of the generations born between 1960 and 1990**

### **Abstract**

Fairness of the French retirement system is often analysed through the level of the pension benefits, the standard of living of the retired, or the post-retirement duration. We study another quantitative indicator to reflect the quality of life: time spent in retirement without any severe disabilities. It is computed for generations born between 1960 and 1990 with the Destinie microsimulation model. Disability is simulated at the individual level on a representative sample of the French population based on what is observed in the Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe (Share). Retirement is simulated in parallel with the hypothesis that all insured people retire as soon as they obtain a full-rate pension. The time spent post-retirement without any severe disabilities results from three components: total life time, prevalence of disabilities and the age at retirement. For each of these components, several trend patterns are tested to project current trends. Under the conservative assumption that transitions to disabilities occur in the future at the same ages as today, life expectancy post-retirement without disabilities is expected to be stable over the generations under review. It should even improve for males from the generation born in 1975 onwards. This result is robust to an extension to these generations of the current increase in the insurance period that is required to retire with a full-rate pension. For all these generations, women enjoy a longer time in retirement without disabilities. But this gender gap is shorter than the one regarding total time spent post-retirement. However, we do not observe a difference between genders in the ratio of the time spent in retirement without disabilities to the total insurance period. When these generations are compared with the generation born in 1950, for men, only those born in 1990 can expect with the current legislation to spend as much time in retirement without disabilities as those born in 1950.

**Keywords**: Retirement ; Health ; Microsimulation ; projections ; SHARE survey

**Classification JEL** : H55, I10, J14

# Table des matières

<b>Introduction</b>	<b>4</b>
<b>1 Le modèle de microsimulation des retraites Destinie</b>	<b>6</b>
1.1 Le modèle Destinie . . . . .	6
1.2 La modélisation du départ en retraite : la non-prise en compte des interaction incapacité - départ en retraite . . . . .	6
<b>2 Intégration d'une variable d'incapacité dans le modèle Destinie</b>	<b>7</b>
2.1 Les restrictions d'activités permettent de caractériser l'incapacité des personnes âgées . . . . .	7
2.2 Parmi les restrictions d'activités, les limitations sévères dans les activités de la vie quotidienne . . . . .	8
2.3 La modélisation de l'incapacité dans le modèle Destinie . . . . .	10
2.4 Le choix des variables explicatives . . . . .	11
2.5 Estimation des équations de prévalence et de transitions . . . . .	15
<b>3 Résultats : l'Espérance de Vie en Retraite Sans Incapacité sévère à 50 ans</b>	<b>19</b>
3.1 Une décomposition de l'espérance de vie à 50 ans . . . . .	19
3.2 Dispersion de la durée de vie en retraite sans incapacité sévère . . . . .	23
3.3 Incertitudes dues à l'évolution future des espérances de vie . . . . .	25
3.4 Incertitudes dues à l'évolution future des conditions d'incapacité . . . . .	26
3.5 Quels effets de réformes paramétriques des retraites ? . . . . .	28
<b>4 Extensions</b>	<b>31</b>
4.1 En rapportant à différentes durées de référence . . . . .	32
4.1.1 Durée de vie . . . . .	32
4.1.2 Durée d'assurance . . . . .	32
4.2 Comparaison avec les générations nées entre 1950 et 1960. . . . .	34
<b>Conclusion</b>	<b>36</b>
<b>Bibliographie</b>	<b>39</b>
<b>Glossaire</b>	<b>42</b>
<b>Graphiques</b>	<b>43</b>
<b>Tableaux</b>	<b>45</b>
<b>Annexes</b>	<b>46</b>
<b>A Choix de l'enquête Share</b>	<b>46</b>
<b>B Un champ mixte où les personnes en institution sont sous-représentées</b>	<b>47</b>
<b>C La mortalité dans l'enquête Share</b>	<b>49</b>
<b>D Le calcul de pondérations longitudinales dans l'enquête Share</b>	<b>51</b>

## Introduction

Dans un système par répartition reposant sur la solidarité inter- et intra- générations, l'équité est une condition de la pérennité du système. L'un des indicateurs qui permet d'apprécier cette équité est la durée de vie passée en retraite. Cet indicateur a déjà fait l'objet de travaux se concentrant sur les différences au sein d'une génération, par exemple ceux d'Andrieux et Chantel (2013) sur la génération née en 1942 et résidant en France. Suivant à la fois la dimension intragénérationnelle (pour la génération née en 1980) et intergénérationnelle (pour les générations nées entre 1950 et 1980), Duc *et al.* (2016a,b) évaluent à l'aide du modèle de microsimulation Trajectoire de la Drees l'impact des réformes menées entre 2010 et 2015 sur plusieurs indicateurs dont la durée de vie en retraite. Dans une optique de comparaison entre les générations, Aubert et Rabaté (2014) ont spécifiquement étudié cette durée en retraite jusqu'à la génération née en 1990 à partir du modèle de microsimulation Destinie de l'Insee. L'idée d'un « droit au repos » leur semblait une justification possible de la volonté de maintenir constant le rapport entre durée travaillée et durée de retraite. Ils y notaient de plus que « [ce droit au repos] pourrait également être exprimé en termes de durée de retraite en bonne santé plutôt que de durée totale ». Dans le même esprit, le Conseil d'orientation des retraites (COR), dans son rapport annuel, nuance depuis 2014 le constat des différences d'espérance de vie en retraite entre femmes et hommes en considérant aussi les différences d'espérance de vie sans incapacité à 65 ans (COR, 2016).

Faisant suite à ces travaux, nous estimons pour chaque génération son espérance de vie à la retraite sans incapacité sévère, c'est-à-dire le nombre moyen d'années passées en retraite et sans incapacité. Cet ajout des limitations sévères dans les activités de la vie quotidienne pour approfondir la comparaison intergénérationnelle des espérances de vie en retraite est une façon de mieux prendre en compte la qualité de vie des retraités. Bien sûr d'autres dimensions sont également importantes pour jauger l'équité du système de retraites à cet égard. Par exemple, le COR l'apprécie principalement en suivant quatre dimensions : le montant de la pension (ou le taux de remplacement), la durée de retraite, la durée de carrière et le taux de cotisation à la fois pour un individu moyen et pour des individus à « carrière type » (COR, 2014)<sup>1</sup>. Face à cette complexité, une option pourrait être de synthétiser en un indicateur bien choisi ces différentes dimensions. Mais le principe même de résumer les 4 premières dimensions citées pour éclairer le pilotage du système de retraite, par exemple via un taux de rendement interne (Dubois et Marino, 2015), ne fait pas consensus. En effet, ces indicateurs synthétiques supposent qu'un désavantage dans une des dimensions peut être compensé dans une autre dimension, et ce choix ne fait pas l'unanimité (COR, 2014). A défaut de pouvoir aisément agréger de façon consensuelle les diverses composantes du bien être qui comptent, la solution la plus neutre consiste alors à présenter les statistiques pertinentes par dimension du bien-être, et laisser le citoyen et le décideur public réaliser leur agrégation. C'est par exemple la solution actuellement retenue dans les divers rapports du COR, et c'est à cette démarche que nous affilions notre travail en nous concentrant sur cet indicateur unique.

Nous nous posons alors les questions suivantes : à combien d'années cette espérance de vie en retraite sans incapacité s'élève-t-elle pour les hommes et pour les femmes ? Varie-t-elle entre les générations ? Quel est l'impact sur ces projections des incertitudes quant aux conditions de mortalité et d'incapacité futures ? Comment évoluerait-elle en cas de réforme paramétrique des règles du système de retraite ?

---

1. L'espérance de vie à 65 ans sans incapacité et le montant relatif des faibles retraites s'y sont récemment ajoutés (COR, 2016). D'autres dimensions qui importent pour le bien-être des individus, tel le niveau de vie ou l'intensité des relations sociales, pourraient également être prises en considération.

En pratique, cette durée de vie en retraite sans incapacité est la résultante des conditions de mortalité après 50 ans, de la survenue des incapacités et enfin de l'âge de départ à la retraite. Elle dépend à la fois de l'espérance de vie à la retraite à 50 ans et de l'espérance de vie sans incapacité à 50 ans. L'espérance de vie à la retraite a déjà été estimée à l'aide de modèles de microsimulation dynamique, car ils permettent de prendre en compte les nombreuses non-linéarités présentes dans le système de retraites français. En revanche, c'est à notre connaissance la première fois que l'incapacité est également incorporée dans un tel modèle pour réaliser des projections de l'espérance de vie sans incapacité. Cette incorporation nous permet déjà de tester de façon très flexible différentes hypothèses quant aux évolutions de l'incapacité, alors qu'une certaine incertitude entoure ses tendances actuelles (Sieurin *et al.*, 2011). La modélisation dynamique conjointe de l'incapacité et de la retraite permet ensuite de calculer l'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère et d'estimer facilement les incertitudes associées à chacun des phénomènes sous-jacents. Par exemple, le scénario de référence utilisé repose sur l'hypothèse conservatrice d'une expansion de l'incapacité, c'est-à-dire que dans le futur les transitions vers l'incapacité se feront aux mêmes âges qu'actuellement alors que l'espérance de vie est supposée augmenter dans le même temps. Mais d'autres scénarios plus optimistes corrélant l'évolution de l'incapacité à la baisse de la mortalité sont également proposés.

Cette modélisation dynamique est réalisée à l'aide du modèle de microsimulation Destinie, développé à l'Insee pour étudier le système de retraite. Notre travail fait suite à plusieurs essais d'intégration d'un état de santé dans le modèle de microsimulation Destinie : Duée et Rebillard (2004) et Marbot et Roy (2015) avaient créé puis actualisé un module « dépendance » pour évaluer à l'horizon 2040 le nombre de personnes en situation de dépendance et les dépenses induites au titre de l'allocation personnalisée d'autonomie ; plus récemment, Geay *et al.* (2015) ont introduit une mesure de l'état de santé pour estimer l'évolution à long terme des dépenses de soins de ville dans la population générale. Par contraste, le présent travail vise plutôt à permettre l'incorporation de la question du temps passé sans incapacité dans les évaluations *ex-ante* des réformes des retraites que permet le modèle Destinie. Il s'agit d'un approfondissement du calcul de l'espérance de vie en retraite réalisé par Aubert et Rabaté (2014) - également sur le modèle Destinie. Notre apport principal vis-à-vis de ce dernier article réside dans l'ajout et l'utilisation d'une variable de santé, les limitations sévères dans les activités de la vie quotidienne.

La suite de ce document s'organise de la manière suivante. Dans la partie 1, nous introduisons brièvement le modèle Destinie et le choix de modélisation du départ en retraite dans cette étude. Nous explicitons ensuite dans la partie 2 l'intégration d'une variable d'incapacité dans le modèle Destinie : le choix d'une restriction d'activité, la limitation dans les activités de la vie quotidienne, sa modélisation pour le modèle Destinie, et son estimation sur l'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe (enquête Share). Les résultats des estimations de l'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère sont alors présentés dans la partie 3, suivant différents scénarios envisagés. Nous y avons de surcroît estimé quels seraient les impacts d'une prolongation de l'augmentation de la durée d'assurance nécessaire au taux plein, ou d'une augmentation des bornes d'âge du système de retraite. Dans la partie 4, pour approfondir la comparaison intergénérationnelle, nous construisons des indicateurs rapportant cette durée de vie sans incapacité sévère à la retraite à deux durées de référence : la durée de vie globale et la durée validée pour la retraite. Nous étendons finalement la comparaison entre générations jusqu'aux personnes nées en 1950.

# 1 Le modèle de microsimulation des retraites Destinie

## 1.1 Le modèle Destinie

Le modèle Destinie est un modèle de microsimulation dynamique développé à l’Insee, principalement pour réaliser des projections de l’évolution du système de retraites à long terme (Blanchet *et al.*, 2011). Il est composé de deux modules.

Le premier module génère les biographies familiales et professionnelles d’un échantillon représentatif de la population résidant en France. L’échantillon initial est issu de l’enquête Patrimoine 2009-2010. Le module complète ensuite les trajectoires de vie et les carrières professionnelles des tous les individus résidents en France chaque année jusqu’à l’horizon de la projection. C’est à ce module qu’a été ajoutée l’incapacité (voir la section 2.3).

Le second module simule les départs en retraite suivant une législation donnée et une hypothèse de comportements des assurés. Ceux-ci peuvent ainsi liquider leur pension de retraite lorsqu’ils atteignent le taux plein, ou une utilité instantanée cible, ou lorsque cela maximise leur utilité inter-temporelle. Les hypothèses macroéconomiques retenues sont celles du « scénario B » des projections annuelles du Comité d’Orientation des Retraites (COR) : une croissance de la productivité à long terme de 1,5 % par an et un chômage se stabilisant à 4,5 %. En termes de législation sur les retraites, l’essentiel des dispositions adoptées jusqu’en 2014 sont intégrées à l’exception du compte de pénibilité<sup>2</sup>.

## 1.2 La modélisation du départ en retraite : la non-prise en compte des interactions incapacité - départ en retraite

Nous modélisons le départ à la retraite en supposant que les assurés partent à la retraite lorsqu’ils atteignent le taux plein. En effet, la grande majorité des départs en retraite ont actuellement lieu lorsque les conditions du taux plein sont remplies. Cette hypothèse se justifie aussi normativement pour ce travail : le taux plein est l’âge de référence qui est proposé par le système de retraite. Liquider plus tôt ou plus tard résulte essentiellement d’un choix individuel qui n’a pas à être pris en compte pour évaluer l’égalité de traitement entre générations successives (ou de contraintes extérieures au système des retraites, par exemple sur le marché du travail, mais que nous ne prenons pas non plus en compte dans le cadre de cette étude).

Ce choix de modélisation du départ en retraite tient uniquement compte de la vie professionnelle, indépendamment de la variable d’incapacité que l’on introduira. Il peut cependant y avoir des interactions entre l’état de santé et le départ à la retraite, d’autant plus difficiles à appréhender qu’une mauvaise santé peut inciter à partir en retraite précocement (Blanchet et Debrand, 2007), mais aussi que le départ en retraite peut engendrer une amélioration – ou une dégradation – de l’état de santé (voir Motegi *et al.* (2016)).

Les incapacités sévères que nous retiendrons en section 2.2 se développent cependant surtout après 70 ans et sont donc vraisemblablement découplées de la date de liquidation de la retraite : les interactions entre ces deux phénomènes peuvent donc être négligées en première approche. Réciproquement, la modélisation de l’incapacité ne dépendra pas non plus du statut d’activité.

---

2. L’accord Agirc-Arrco, signé en octobre 2015, n’est pas non plus pris en compte puisqu’on considère le taux plein uniquement sur la pension servie par le régime de base.

## 2 Intégration d'une variable d'incapacité dans le modèle Destinie

### 2.1 Les restrictions d'activités permettent de caractériser l'incapacité des personnes âgées

Plusieurs indicateurs sont envisageables pour juger de l'état de santé au sein de la population. Ils ont en grande partie été définis suite aux classifications de Nagi (1976) et de Wood et Badley (1978), peu à peu affinées par la littérature pour finalement aboutir aux notions couramment étudiées de limitation fonctionnelle et de restriction d'activité (Cambois et Robine, 2003).

Les limitations fonctionnelles se caractérisent par des difficultés à mobiliser les fonctions sensorielles (ex : entendre), cognitives (ex : se souvenir), physiques (ex : marcher) (Sieurin *et al.*, 2011). Elles sont les conséquences de maladies, d'accidents, ou du vieillissement sur les caractéristiques intrinsèques de l'individu. Les limitations fonctionnelles d'une personne doivent donc être considérées indépendamment de son environnement ou des aides techniques dont elle peut disposer.

A l'inverse, les restrictions d'activités correspondent aux difficultés que les individus rencontrent pour effectuer seuls des activités usuelles. En particulier, deux individus avec les mêmes limitations fonctionnelles n'ont pas nécessairement les mêmes restrictions d'activité suivant l'assistance technique, les aides dont ils bénéficient, ou les diverses stratégies qu'ils emploient pour « faire avec » (Sieurin *et al.*, 2011). On les répartit usuellement suivant qu'elles concernent des activités élémentaires de la vie quotidienne (par la suite AVQ pour « activités de la vie quotidienne » correspondant à l'anglais ADL pour *Activity of Daily Living*, voir Katz *et al.* (1963) : il s'agit par exemple de se lever d'un fauteuil) ou les activités dites instrumentales liées à la capacité à vivre de façon autonome (par la suite AIVQ pour activités instrumentales de la vie quotidienne, correspondant à l'anglais IADL pour *Instrumental Activity of Daily Living*, voir Lawton et Brody (1969); Katz (1983); il s'agit par exemple de se préparer un repas). L'existence de restrictions peut aussi être repérée *via* l'indicateur plus général du Gali (pour *General activity limitation indicator*) qui correspond généralement à la question : « Êtes vous limité, depuis au moins six mois, à cause d'un problème de santé, dans les activités que les gens font habituellement ? ».

Les enquêtes de santé interrogent aussi les individus enquêtés sur leurs maladies chroniques. Elles intègrent enfin des questions visant à obtenir un état de santé général auto-déclaré pour pouvoir suivre la santé telle qu'elle est globalement perçue par les individus.

Parmi tous ces indicateurs de santé, nous avons retenu les restrictions d'activité pour caractériser l'incapacité des personnes âgées. Quelles que soient les limitations fonctionnelles que les personnes peuvent rencontrer, nous sommes en effet surtout intéressés par la difficulté finale à réaliser au moins une des activités à la base de l'autonomie et de la sociabilité des personnes. Ce sont également ces restrictions d'activités (généralement *via* le Gali) qui ont été retenues par Eurostat pour la définition de l'espérance de vie en bonne santé (Eurostat, 2016) ou par le COR pour une première estimation de l'espérance de vie en retraite sans incapacité (COR, 2016).

L'enquête retenue pour évaluer ces restrictions d'activité dans la population résidant en France et âgée de 50 ans ou plus est l'enquête Share. Celle-ci est décrite en annexe A. Sa dimension longitudinale, le nombre de personnes âgées interrogées, y compris en institution, les nombreuses mesures de santé présentes, le suivi de mortalité qui est réalisé en font une enquête particulièrement adaptée à l'estimation des équations de transition nécessaires à notre étude.



Elle comporte naturellement certaines limitations techniques liées à son caractère longitudinal et qui pourraient *a priori* être de nature à biaiser nos estimations : les personnes ayant déménagé pour intégrer une institution pourraient être plus difficiles à suivre, et donc sous-représentées, la mortalité pourrait y être sous-estimée, et plus généralement il peut y avoir des biais dans les personnes suivies, biais qui seraient corrélés à l'incapacité. Chacun de ces éléments est examiné, respectivement, en annexe B, C et D. Au plus, leur ampleur ne nous semble pas telle qu'elle puisse remettre en cause l'utilisation de l'enquête Share.

## 2.2 Parmi les restrictions d'activités, les limitations sévères dans les activités de la vie quotidienne

Le questionnaire de l'enquête Share permet de construire les trois indicateurs classiques de restriction d'activité : l'indicateur de restriction dans les activités de la vie quotidienne (AVQ), l'indicateur de restriction dans les activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ), et l'indicateur du Gali.

Dans l'enquête Share, il y a restriction dans les activités de la vie quotidienne (AVQ) lorsque l'enquêté reporte une difficulté à réaliser une des activités suivantes :

- S'habiller (y compris mettre ses chaussures et ses chaussettes)
- Se déplacer dans une pièce
- Prendre son bain ou sa douche
- Manger (par exemple couper les aliments)
- Se mettre au lit ou se lever
- Utiliser les toilettes (y compris s'y lever et s'y asseoir).

Similairement, il y a restriction dans les activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ) lorsque l'enquêté reporte une difficulté à réaliser une des activités suivantes :

- Utiliser une carte dans un lieu inconnu
- Préparer un repas chaud
- Faire les courses
- Passer un appel téléphonique
- Prendre ses médicaments
- Faire le ménage ou jardiner
- Gérer son argent, par exemple payer les factures.

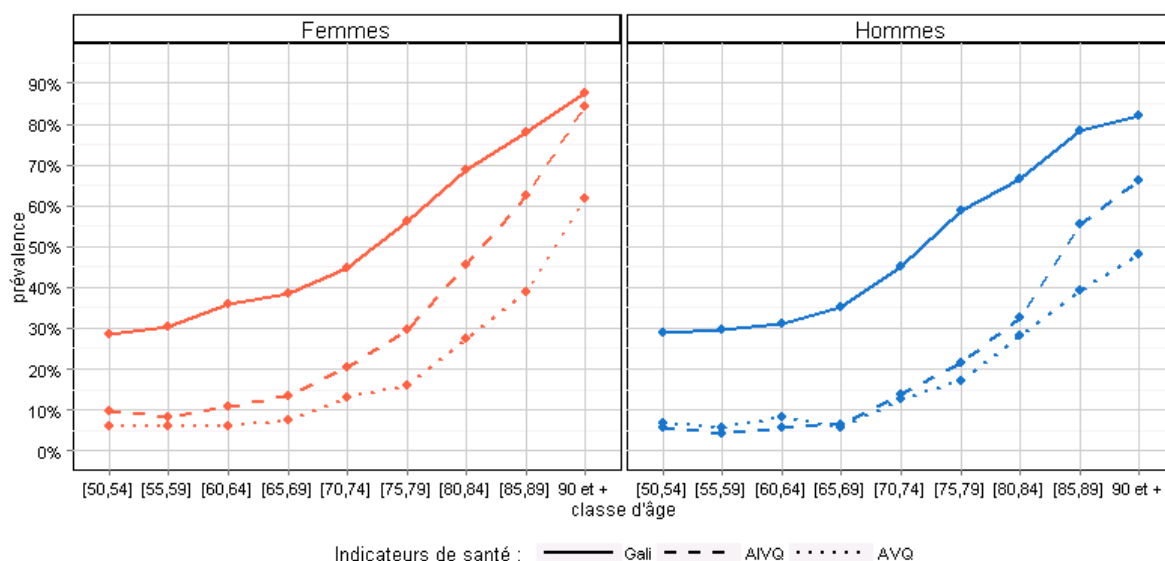
Pour la construction de l'indicateur du Gali, nous retenons toute personne qui répond positivement à la question : « Au cours des six derniers mois, dans quelle mesure des problèmes de santé vous ont-ils empêché d'avoir des activités normales ? », y compris dans la modalité « pas fortement ». <sup>3</sup>.

Ce sont les restrictions dans les activités de la vie quotidienne (AVQ) qui semblent les plus sévères, leur prévalence étant plus faible dans la population à tout âge (voir le graphique 1). Cela est confirmé par le calcul des prévalences conditionnelles dans le tableau 1. Y est représenté (en colonne) le pourcentage de personnes dans l'enquête Share qui ont une restriction d'activité parmi les personnes qui ont une autre restriction d'activité (en ligne). 86 % des personnes déclarant une restriction dans les activités de la vie quotidienne (AVQ) déclarent en effet aussi une restriction dans les activités normales du fait de problèmes de santé (Gali) et 68 %

---

3. Cette formulation diffère de celle qui prévaut usuellement. Notamment, l'utilisation du terme « au cours des six derniers mois » à la place de « depuis au moins six mois » est susceptible de modifier la réponse et donc la prévalence obtenue par rapport à l'indicateur traditionnel du Gali (Cambois *et al.*, 2015).

Graphique 1 – Prévalence des restrictions d’AVQ, d’AIVQ et Gali dans l’enquête Share, par sexe et âge quinquennal



Source : enquête Share, vagues 1-2-4-5 et pondération transversale. La vague 3 de l’enquête Share ne comporte pas de question sur les restriction d’activité.

déclarent aussi une restriction dans les activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ). Au contraire seulement 26 % des personnes déclarant une restriction dans les activités normales du fait de problèmes de santé (Gali) déclarent aussi une restriction dans les AVQ.

Tableau 1 – Prévalences conditionnelles des indicateurs de restriction d’activités

Parmi les personnes avec une restriction dans ...	combien déclarent aussi une restriction dans...	Gali	AIVQ	AVQ
		Gali	-	35%
AIVQ	84%	-	49%	
AVQ	86%	68%	-	

Source : enquête Share, vagues 1, 2, 4 et 5, pondération transversale. La vague 3 de l’enquête Share ne comporte pas de question sur les restriction d’activité.

Lecture : Parmi les personnes avec une restriction dans les AVQ, 68 % ont également une restriction dans les AIVQ.

Alors que le Gali est utilisé par le COR (2016) pour estimer une espérance de vie en retraite sans incapacité, l’indicateur de limitation dans les AVQ a été retenu dans cette étude pour deux raisons. D’une part, les limitations dans les AVQ considérées sont toutes des restrictions d’activité sévères, qui menacent indéniablement l’autonomie et la sociabilité des personnes. Cela nous semble moins vrai des deux autres indicateurs et surtout en ce qui concerne le Gali pour lequel l’expression « les activités normales » peut pour partie recouvrir des activités qui ne sont pas essentielles à l’autonomie et la sociabilité. D’autre part, cette formulation assez générale

du Gali peut aussi recouvrir des activités liées à la vie active lorsque la personne est encore en activité, et les exclure lorsqu'elle passe à la retraite. Il est vraisemblablement moins prudent de supposer que la déclaration vis-à-vis de cet indicateur est indépendante du fait de prendre sa retraite, hypothèse que nous faisons par la suite pour l'indicateur retenu (voir la partie 1.2).

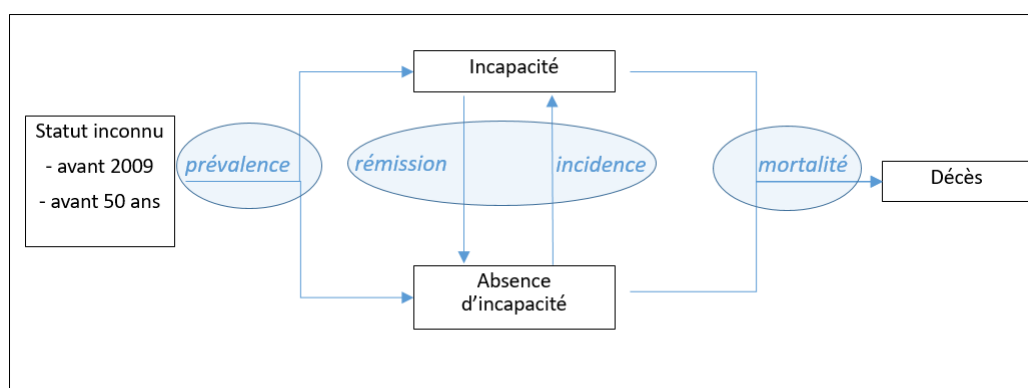
### 2.3 La modélisation de l'incapacité dans le modèle Destinie

Ayant retenu quelle variable de l'enquête Share utiliser pour décrire l'incapacité sévère, nous précisons désormais la démarche retenue pour construire une trajectoire d'états d'incapacité pour chaque individu de l'échantillon du modèle Destinie.

Eu égard à notre objectif (la santé pendant la retraite) et du fait de la source (l'enquête Share, qui se limite aux personnes de 50 ans ou plus), l'incapacité n'est définie pour les individus de l'échantillon qu'à partir de 50 ans. Le processus d'initialisation et d'évolution de l'incapacité a trois composantes (voir le graphique 2) :

- une initialisation de l'incapacité pour les individus de l'échantillon en 2009 à partir des probabilités d'avoir au moins une incapacité : c'est *l'équation de prévalence*. Cette équation est aussi utilisée pour attribuer une incapacité aux personnes atteignant l'âge de 50 ans au cours de la projection et aux migrants arrivants en France après cet âge.
- des transitions entre absence d'incapacité et incapacité. Tous les deux ans pour les plus de 50 ans, on réévalue leur probabilité d'avoir une incapacité, ou de ne plus en avoir, et on leur attribue un nouveau statut vis-à-vis de l'incapacité. Le pas de la simulation de deux ans correspond à l'espacement des éditions successives de l'enquête Share. Il s'agit de *l'équation d'incidence* lorsqu'elle est réalisée sur les personnes initialement sans incapacité, et de *l'équation de rémission* lorsqu'elle est réalisée sur des personnes initialement avec incapacité.
- enfin, *les équations de mortalité* après 50 ans sont modifiées pour faire dépendre la mortalité de l'incapacité.

Graphique 2 – L'évolution dans le statut vis-à-vis de l'incapacité dans le modèle Destinie



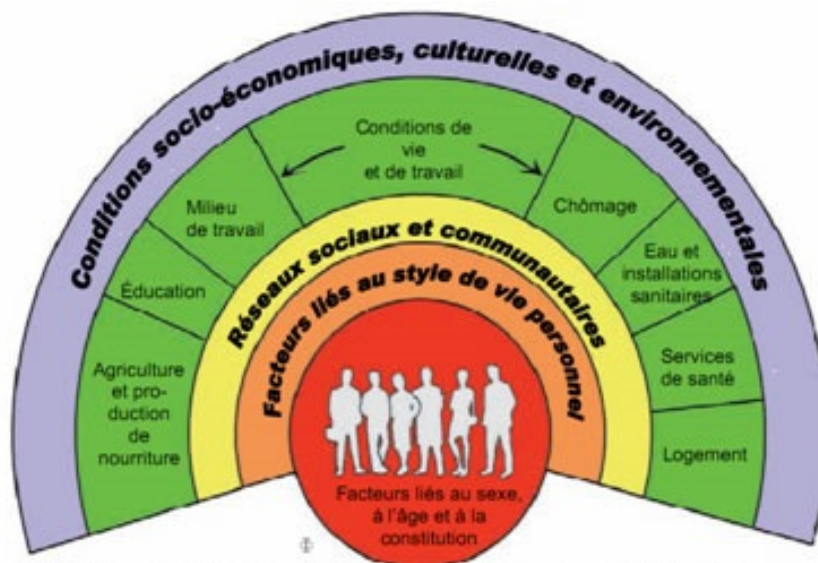
Ces équations, estimées sur l'enquête Share (voir la section 2.5), reflètent la prévalence de l'incapacité, les transitions entre absence d'incapacité et incapacité, et la mortalité des années 2000 mais ne sont pas nécessairement représentatives de ce qui se passera à l'avenir. Pour projeter la mortalité au-delà des années 2000 dans le modèle de microsimulation, un calage contraint le nombre de décès simulés à correspondre à celui indiqué par le scénario de mortalité central de

l'Insee prolongé jusqu'en 2108 (Blanpain et Buisson, 2016). En ce qui concerne la prévalence et les équations de transition, on considère, de façon conservatrice, que l'impact de l'âge n'évoluera pas à l'avenir : par exemple, à caractéristiques identiques, un individu de 70 ans sans incapacité aurait la même probabilité de développer une incapacité en 2060 qu'en 2009. Comme l'espérance de vie augmente entre des deux dates, cela implique une augmentation du nombre d'années avec incapacité (en moyenne) : on parle alors de scénario d'expansion des incapacités. Des variantes de projection sur la mortalité ou l'évolution des incapacités sont proposées en sections 3.3 et 3.4. Nous présentons dans les sections suivantes quelles variables explicatives ont été retenues (voir la section 2.4) et le résultat des estimations des quatre équations étudiées (de mortalité, de prévalence, d'incidence et de rémission - voir la section 2.5).

## 2.4 Le choix des variables explicatives

Le modèle Destinie comporte un nombre limité de variables déterminant la santé et l'incapacité. Par exemple, le modèle canonique de Dahlgren et Whitehead (1991) compte quatre classes de déterminants de la santé (voir le graphique 3). En premier lieu, il y aurait les facteurs liés au sexe, à l'âge et à la constitution. En second lieu, les facteurs liés au style de vie personnel. Puis l'appartenance à des réseaux sociaux et communautaires. Enfin, un ensemble de conditions socio-économiques, culturelles et environnementales, tels l'éducation, le milieu de travail mais aussi le chômage, les installations sanitaires et les services de santé. Le modèle Destinie comporte certes le sexe et l'âge de l'individu mais il n'y a aucune autre caractéristique individuelle de l'ordre de l'inné. On n'y dispose pas non plus du mode de vie des individus (consommation d'alcool, de tabac, etc.) ; en revanche, on a accès au nombre d'enfants, qui est un élément prédictif de la mortalité (voir Bouhia (2007)). En ce qui concerne les liens sociaux, on peut observer si la personne est ou a été en couple. Et on dispose enfin de certaines conditions socio-économiques générales, à savoir le niveau d'éducation (précisément : l'âge de fin d'étude) ou le fait d'avoir été au chômage. Il n'y a pas de catégorie sociale dans le modèle. La seule variable de stratification sociale est l'âge de fin d'étude relatif à son sexe et à sa génération.

Graphique 3 – Les déterminants de la santé



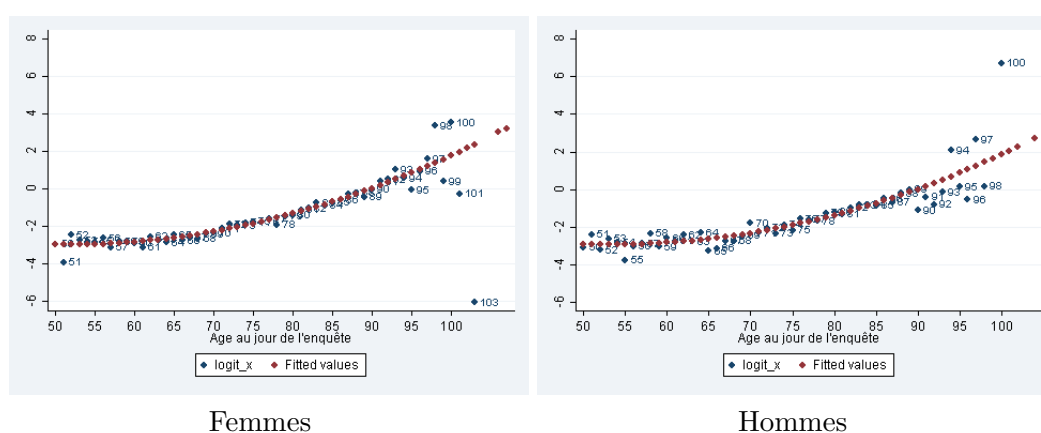
Source : Dahlgren et Whitehead (1991) ; traduction par Santé publique France.

Les diverses variables explicatives disponibles dans Destinie et que nous avons retenues sont alors : le sexe et l'âge ; l'âge de fin d'étude ; le nombre d'enfants ; le fait d'être en couple.

Il n'y a pas de différence notable par sexe dans les prévalences observées des restrictions dans les activités de la vie quotidienne (voir le graphique 1). Nous avons cependant préféré estimer les équations en séparant femmes et hommes lorsque cela était possible car les interactions avec d'autres variables peuvent différer suivant le genre.

En ce qui concerne l'âge, une spécification par un polynôme d'ordre 2 permet d'obtenir des profils de prévalence et de transitions par âge qui correspondent aux profils observés (voir le graphique 4). La grande dispersion des observations après 90 ans vient du faible effectif à ces âges élevés.

Graphique 4 – Prévalence des limitations dans les AVQ dans l'enquête Share, par âge fin et sexe



Source : enquête Share, vagues 1, 2, 4 et 5, pondération transversale.

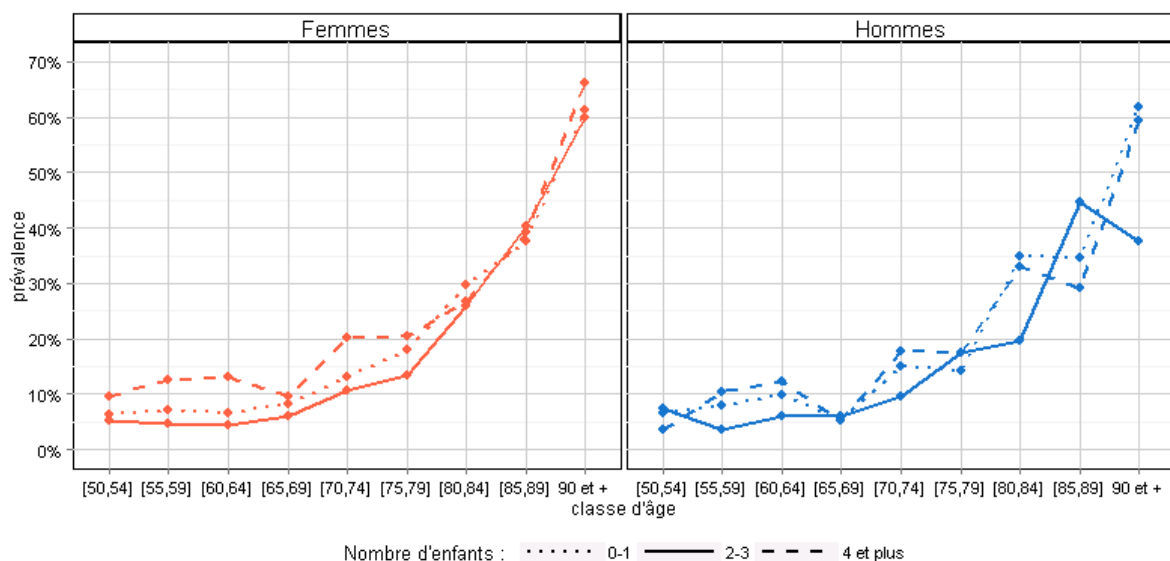
Note : Soit  $p$  la prévalence observée pour une tranche d'âge.

On présente en ordonnée  $\text{logit}(p) = \log\left(\frac{p}{1-p}\right)$ . Les valeurs observées par âge fin et sexe ont été régressées sur un polynôme d'ordre 2, chaque point ayant été préalablement pondéré par le poids total des individus représentés. La courbe de régression est représentée en rouge.

Bouhia (2007) ayant établi que la mortalité ne variait pas linéairement avec le nombre d'enfants (mais prenait une forme en U, avec un minimum pour les personnes ayant 2 ou 3 enfants), cette variable a été regroupée en trois variables catégorielles : le fait de n'avoir eu aucun enfant ou de n'en avoir eu qu'un seul ; le fait d'avoir eu deux ou trois enfants ; le fait d'avoir eu quatre enfants ou plus. Dans les statistiques descriptives, c'est en effet une variable qui semble avoir un impact : en particulier, les femmes ayant eu quatre enfants ou plus sont nettement plus nombreuses à déclarer avant 80 ans une limitation sévère dans les AVQ que les femmes ayant eu 2 ou 3 enfants (voir le graphique 5). Le statut conjugal semble aussi corrélé au fait de déclarer une limitation notamment pour les femmes (voir le graphique 6). Pour ce dernier, on a choisi le fait d'être en couple à l'instant observé<sup>4</sup>. Il ne faut pas interpréter causalement l'influence des variables retenues : même s'il peut exister un impact protecteur du fait d'être en couple par exemple, l'influence observée peut aussi découler d'autres phénomènes. Par exemple, il se peut que les gens qui se mettent en couple soient initialement en meilleure santé que ceux qui ne le font pas (Guner *et al.*, 2014).

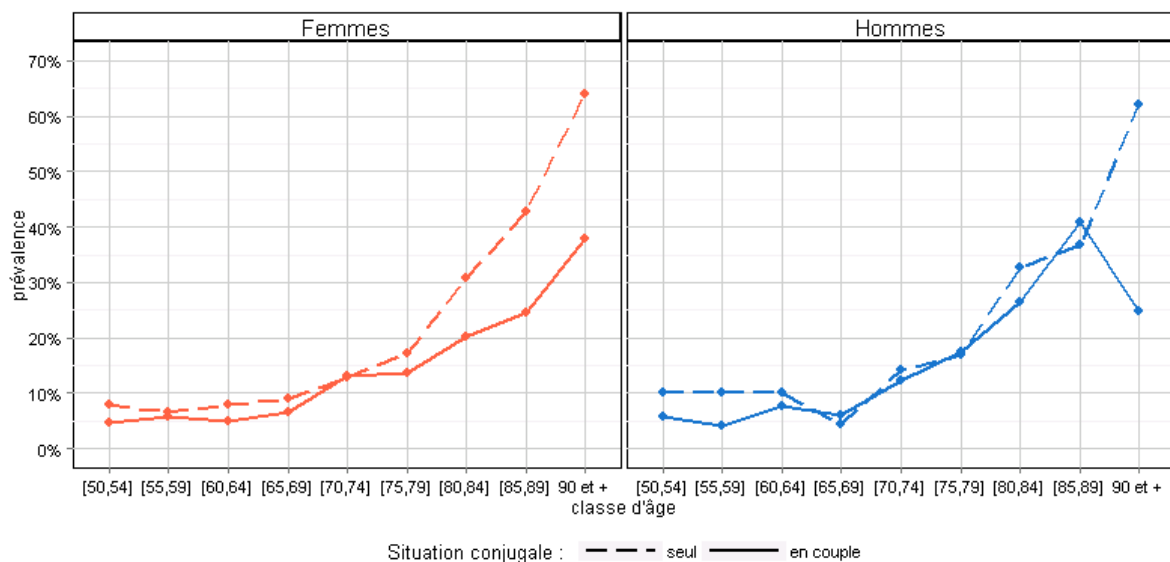
4. D'autres choix étaient possibles : le fait d'avoir été en couple, la durée de vie passée en couple, etc..

Graphique 5 – Prévalence des limitations dans les AVQ dans l'enquête Share, par âge quinquennal et nombre d'enfant



Source : enquête Share, vagues 1, 2, 4 et 5, pondération transversale.

Graphique 6 – Prévalence des limitations dans les AVQ dans l'enquête Share, par âge quinquennal et existence d'un conjoint

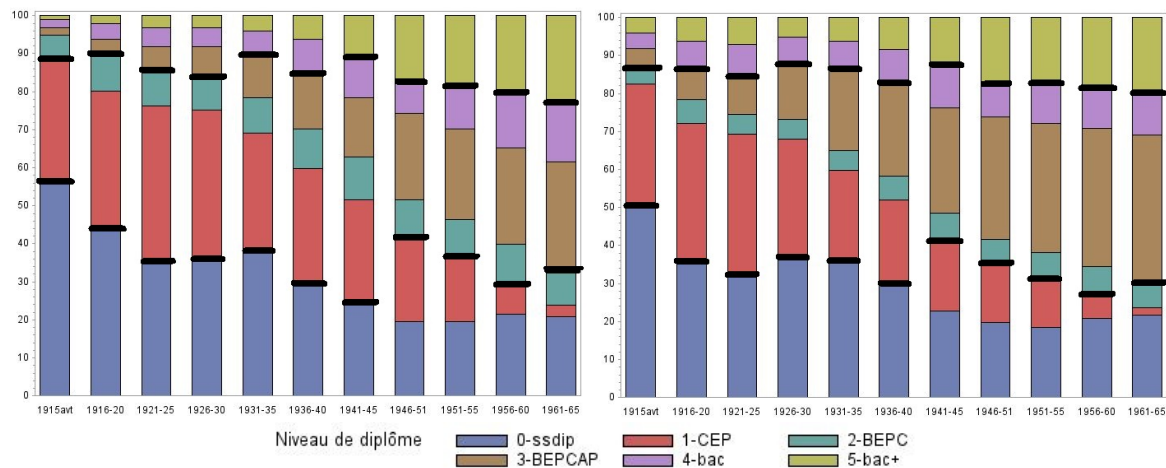


Source : enquête Share, vagues 1, 2, 4 et 5, pondération transversale.

C'est l'âge de fin d'étude qui est utilisé dans le modèle Destinie pour réaliser une stratification sociale. L'enquête Share permet de l'obtenir à partir de la vague 2, mais cette variable n'aurait pas été présente pour les personnes interrogées en vague 1 et décédées avant la vague 2. Nous avons donc préféré utiliser le diplôme comme variable de stratification sociale de l'incapa-

cité dans l'enquête Share. Nous visons à créer trois classes de diplôme pour chaque génération et sexe. Il faut noter que la simple observation une année des 20 % les moins diplômés (par exemple) ne garantit pas qu'il s'agissait des 20 % les moins diplômés de leur génération à 50 ans par exemple. En effet, comme le notent Clerc *et al.* (2011), l'accumulation de la mortalité différentielle à ces âges où la mortalité est importante pourrait en théorie faire (un peu) varier la structure par diplôme de la population. Des enquêtes représentatives plus anciennes (en l'occurrence les enquêtes Emploi 1976, 1979, 1990 et 1993) ont été empilées pour déterminer les diplômes obtenus par les générations 1910 à 1965, ce qui nous a alors permis de créer par génération et sexe trois catégories de niveau de diplôme : les 20 % les plus diplômés, les 30 % les moins diplômés, et les 50 % centraux (voir le graphique 7). Dans l'enquête Share, cette variable construite semble corrélée avec la présence d'une incapacité dans les activités de la vie quotidienne (voir le graphique 8). Dans le modèle Destinie, où seul l'âge de fin d'étude est disponible, ces trois catégories ont été imputées en considérant les âges de fin d'étude les 20 % les plus élevés, les 30 % les plus faibles et les 50 % centraux.

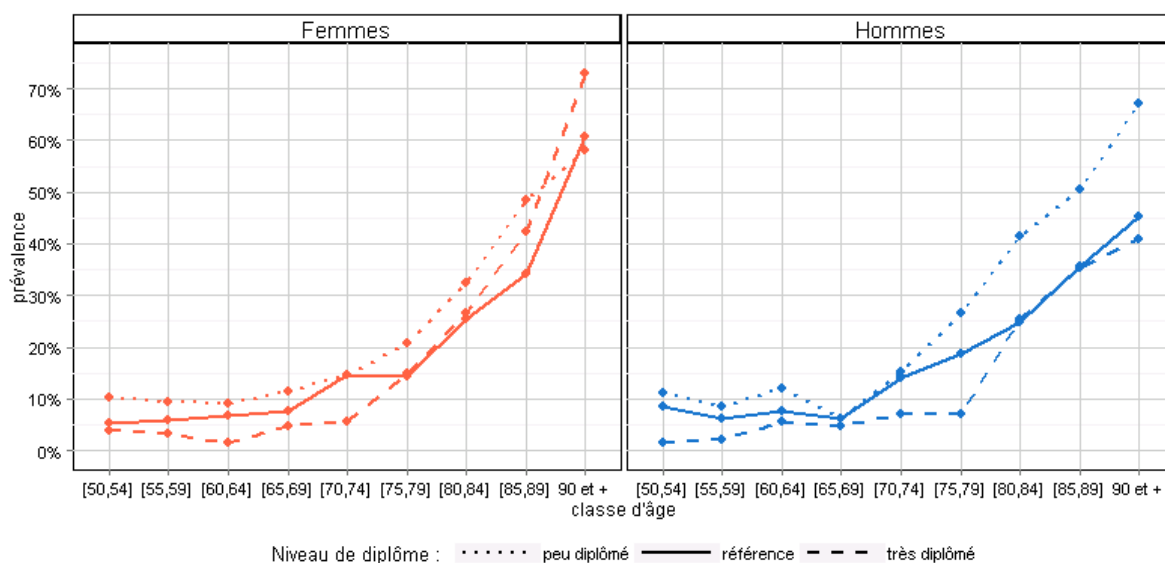
Graphique 7 – Niveau de diplôme obtenu au cours des générations pour les femmes (à gauche) et les hommes (à droite)



Source : enquête *Emploi des années 1976, 1979, 1990 et 1993*

Note : Les traits en gras correspondent aux seuils retenus pour définir trois catégories de diplôme relatives à chaque génération et sexe : la catégorie la moins diplômée, la catégorie médiane, et la catégorie la plus diplômée.

Graphique 8 – Prévalence des limitations dans les AVQ dans l'enquête Share, par âge quinquennal et niveau de diplôme relatif à la génération et au sexe



Source : enquête Share, vagues 1, 2, 4 et 5, pondération transversale.

## 2.5 Estimation des équations de prévalence et de transitions

En tout, quatre équations doivent être estimées pour chaque sexe : une équation de *prévalence* attribuant une probabilité d'état de santé à partir de caractéristiques individuelles ; une équation d'*incidence* (respectivement de *rémission*) donnant la probabilité de chaque état de santé, deux ans après, des personnes initialement sans restriction d'activité (respectivement avec une restriction d'activité), à partir de leurs caractéristiques individuelles ; et une équation de *mortalité*<sup>5</sup>, donnant la probabilité d'être décédé deux ans après à partir des caractéristiques individuelles et de l'état de santé. L'estimation à partir des données de l'enquête Share a été réalisée à l'aide de modèles « logit ». Si l'on note  $y$  la variable d'intérêt :

$$y = \begin{cases} 0 & \text{signifiant ne pas avoir d'incapacité ou rester vivant,} \\ 1 & \text{signifiant avoir une incapacité ou être décédé,} \end{cases}$$

et  $y^*$  la variable latente considérée (c'est-à-dire que :  $y = \mathbf{1}_{[y^* \geq 0]}$ ), nous estimons l'équation :

$$y^* = \beta_0 + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 dipl_{peu} + \beta_4 dipl_{élevé} + \beta_5 enf_{0-1} + \beta_6 enf_{4etplus} + \beta_7 couple + \beta_8 AVQ$$

où l'on retrouve l'âge, l'âge au carré, les variables caractéristiques du niveau de diplôme par rapport à sa génération et à son sexe, du nombre d'enfants et du statut conjugal ainsi que la variable d'incapacité (uniquement dans les équations de *mortalité*). Lorsque le coefficient associé à une variable n'était pas significatif à 10 %, elle n'a pas été incluse dans le modèle pour ne pas fausser les coefficients associés aux autres variables. La sélection des variables  $x_k$  retenues a été réalisée via une procédure *stepwise*. Les exponentielles des coefficients  $\beta_k$  sont présentées dans le tableau 2.

5. Du fait de la mortalité trop basse obtenue entre les vagues 4 et 5 de l'enquête Share, on s'est restreint pour l'estimation de l'équation de mortalité aux transitions entre les vagues 1-2 et 2-3.



Les corrélations brutes observées entre la prévalence d'une part et le diplôme, le nombre d'enfants ou encore le statut conjugal d'autre part se maintiennent malgré le contrôle par les autres variables. En revanche, lorsque l'on contrôle des autres variables, il n'y a plus de corrélation significative entre les probabilités de décéder et de transition dans l'incapacité avec les variables descriptives du nombre d'enfants. Le fait d'être peu diplômé continue pour sa part d'augmenter la probabilité de décéder. Lorsqu'ils sont significatifs, les impacts obtenus des variables explicatives dans les transitions de santé (entre état de santé, ou vers le décès) sont dans le même sens que dans l'équation de prévalence. La seule exception concerne le fait d'être peu diplômé dans l'équation de rémission, où la probabilité d'avoir encore une limitation dans les AVQ deux ans après en avoir déclaré une est plus faible lorsqu'on est peu diplômé que par rapport aux autres catégories de diplôme confondues. Cependant, ce résultat n'est pas nécessairement paradoxal en ce qu'il faudrait notamment le combiner avec le coefficient associé à la mortalité des gens peu diplômés, qui indique au contraire une surmortalité relative, même à état de santé donné. Il pourrait s'agir d'une conséquence de la mortalité différentielle (Blanpain, 2016a,b) combinée à un effet de sélection : ces personnes peu diplômées qui ont survécu (jusqu'à l'enquête, et depuis l'observation initiale de l'incapacité) pourraient avoir des caractéristiques propres qui les rendent plus aptes à se rétablir que la moyenne des personnes, quel que soit leur diplôme. Cependant, cette équation n'est pas basée sur un grand nombre d'observations, et des équations (non présentées) ont montré que ce résultat ne se maintenait pas en changeant l'indicateur d'incapacité. Cela tend à relativiser la précision avec laquelle nous avons pu mesurer le lien entre notre variable de stratification sociale et incapacité.

### Encadré 1 – Comment interpréter les résultats du tableau 2 ?

Nous avons représenté les exponentielles des coefficients  $\beta_k$  car l'interprétation des résultats d'une régression logit peut se faire via le rapport des chances, défini comme le rapport de la probabilité d'accéder à l'état où la variable dépendante  $y$  vaut 1 (ici : avoir une incapacité ou être décédé) sur la probabilité d'être dans l'autre état  $y = 0$  (ici : ne pas avoir d'incapacité ou rester en vie). Or, si l'on note

$$p = P(y = 1 | (x_k)) = \frac{e^{\sum \beta_k \times x_k}}{1 + e^{\sum \beta_k \times x_k}},$$

la probabilité estimée par la régression logit, le rapport des chances vaut :

$$\frac{p}{1 - p} = e^{\sum \beta_k \times x_k}$$

Chaque  $e^{\beta_k}$  présenté dans le tableau 2 caractérise donc l'impact d'une augmentation d'une unité de la variable (k) sur le rapport des chances<sup>a</sup>. Il ne s'agit pas d'effets causaux mais de corrélations (nettes des autres contrôles).

Par exemple, nous obtenons que pour un homme, à âge, nombre d'enfants et statut conjugal fixés, la probabilité d'avoir une incapacité plutôt que de ne pas en avoir (le rapport des chances) est 1,407 fois plus élevée lorsque l'on est peu diplômé par rapport à la classe de diplôme médiane de sa génération et de son sexe. Ou que pour un homme, à âge, nombre d'enfants et diplôme donnés, la probabilité d'avoir une incapacité plutôt que de ne pas en avoir est 0,730 fois plus basse lorsque l'on est en couple que lorsqu'on ne l'est pas. A chaque fois, ces variables sont significatives. Ces coefficients peuvent aussi se comparer à 1 : que le coefficient 1,407 soit significativement supérieur à 1 (resp. que le coefficient 0,730 soit significativement inférieur à 1) informe que, pour un homme, la probabilité d'avoir une incapacité est plus élevée (resp. plus faible) lorsqu'on est peu diplômé par rapport à la classe de diplôme médiane de sa génération et de son sexe (resp. lorsqu'on est en couple plutôt que célibataire), et ce même en contrôlant des autres variables incluses dans le modèle (voir Afssa (2016)).

---

a. Sauf les coefficients associés aux âges, du fait la présence de l'âge aux puissances 1 et 2.

Tableau 2 – Estimation des équations de prévalence, d’incidence, de rémission et de mortalité à partir de l’enquête Share

Limitation dans les AVQ	décès		prév.		incid.		non-rémission <sup>a</sup>
	H	F	H	F	H	F	H & F
âge-50	1.064*	1.095	0.978	0.986	1.041	1.043	0.954
(âge-50) <sup>2</sup>	(0.039)	(0.065)	(0.017)	(0.014)	(0.038)	(0.035)	(0.031)
	1.001	1.000	1.002***	1.002***	1.001	1.001	1.002**
	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
peu dipl.	1.890**	2.046**	1.407***	1.366***			0.667*
	(0.517)	(0.571)	(0.168)	(0.134)			(0.141)
dipl. élevé	0.531*		0.488***	0.776**	0.329***	0.670*	
	(0.195)		(0.064)	(0.084)	(0.090)	(0.147)	
enf.(0-1)				1.202*			
				(0.113)			
enf.(4+)			1.253*	1.553***			
			(0.167)	(0.176)			
couple		0.388**	0.730***	0.693***	0.592**		0.683*
		(0.152)	(0.086)	(0.061)	(0.153)		(0.152)
AVQ	2.262***	4.112***	-	-	-	-	-
	(0.703)	(1.188)					
Observations	2030	2589	6519	8484	2159	2842	613
Source	SH1-2,2-3	SH1-2,2-3	SH1245	SH1245	SH1-2,4-5	SH1-2,4-5	SH1-2,4-5
Poids	long.1	long.1	transv.	transv.	long.2	long.2	long.2
pseudo R2	0.183	0.328	0.111	0.156	0.104	0.075	0.076

Exponentielles des coefficients  $\beta_k$ . On présente en parenthèses les écarts-types associés.

Significativité : \* $p(\beta_k) < 0.10$ ; \*\* $p(\beta_k) < 0.05$ ; \*\*\* $p(\beta_k) < 0.01$

<sup>a</sup> Conformément à la définition de la variable d’intérêt  $y$  donnée en page 15 ( $y=1$  signifie avoir une incapacité ou être décédé), nous n’avons pas estimé la rémission, mais la non-rémission : c’est-à-dire, sachant qu’une personne a un incapacité en vague  $v$ , et est vivante en vague  $(v+1)$ , nous estimons sa probabilité d’avoir encore une incapacité en vague  $(v+1)$ .

Source : enquête Share, vagues 1, 2, 3, 4 et 5, pondération longitudinale (équations de transitions) ou transversale (équation de prévalence).

Note : les seuils de significativité utilisés dans la procédure stepwise et signalés avec les étoiles sont calculés à partir des  $\beta_k$  et de leur écart type  $\sigma(\beta_k)$ , et non pas à partir des  $e_k^\beta$  et de leur écart type  $\sigma(e_k^\beta)$  tel qu’il est calculé dans le logiciel STATA© :  $\sigma(e_k^\beta) = e_k^\beta \times \sigma(\beta_k)$ . Pour de plus amples informations, voir <https://www.stata.com/support/faqs/statistics/delta-rule/>

### 3 Résultats : l'Espérance de Vie en Retraite Sans Incapacité sévère à 50 ans

L'espérance de vie à 50 ans en retraite sans incapacité sévère est définie comme le nombre moyen d'années passées après 50 ans<sup>6</sup> en retraite et sans incapacité sévère. Son évolution intergénérationnelle résulte de plusieurs phénomènes. La hausse de l'espérance de vie au fil des générations tend à augmenter l'espérance de vie à la retraite sans incapacité pour peu que l'on suppose que toutes les années de vie supplémentaires ne sont pas des années avec une incapacité sévère. Au contraire, le recul de l'âge de départ en retraite la réduit mécaniquement. Les évolutions à venir des incapacités sont enfin le troisième paramètre important qui pilote l'évolution de cette durée.

#### 3.1 Une décomposition de l'espérance de vie à 50 ans

L'espérance de vie sans incapacité en retraite résulte de la décomposition de l'espérance de vie à 50 ans en périodes de retraite ou d'activité, avec ou sans incapacité. Elle est donc à la fois une composante de l'espérance de vie à 50 ans sans incapacité (Sieurin *et al.*, 2011) et de l'espérance de vie à 50 ans en retraite (tableau 3).

Tableau 3 – Décomposition de l'espérance de vie à 50 ans suivant le statut vis-à-vis de la retraite et la présence d'une restriction dans les AVQ

Génération	Femmes			Hommes			Écarts F-H		
	1960	1975	1990	1960	1975	1990	1960	1975	1990
Espérance de vie à 50 ans (1)+(2)+(3)+(4)	39,3	41,7	43,5	34,5	37,6	40,2	4,8	4,1	3,3
Espérance de vie à 50 ans avant retraite sans incapacité (1)	11,8	13,3	13,6	11,9	14,0	13,8	-0,1	-0,7	-0,2
Espérance de vie à 50 ans avant retraite avec incapacité (2)	0,7	0,9	0,9	0,8	0,8	0,9	-0,1	0,1	0,0
<b>Espérance de vie à 50 ans en retraite sans incapacité (3)</b>	<b>21,3</b>	<b>21,1</b>	<b>21,8</b>	<b>18,0</b>	<b>18,1</b>	<b>19,7</b>	<b>3,3</b>	<b>3,0</b>	<b>2,1</b>
Espérance de vie à 50 ans en retraite avec incapacité (4)	5,5	6,4	7,2	3,8	4,7	5,8	1,7	1,7	1,4
Espérance de vie à 50 ans en retraite (3)+(4)	26,8	27,5	29,0	21,8	22,8	25,5	5,0	4,7	3,5
Espérance de vie à 50 ans sans incapacité (1)+(3)	33,1	34,4	35,4	29,9	32,1	33,5	3,2	2,3	1,9

Champ : France, personnes actives à 50 ans.

Lecture : l'espérance de vie en retraite sans incapacité des femmes nées en 1960 s'élève à 21,3 années.

Note : Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l'Insee et au scénario d'expansion des incapacités.

Source : Insee, modèle Destinie.

L'espérance de vie à 50 ans serait de 39,3 ans pour les femmes nées en 1960 et de 34,5 ans pour les hommes nés la même année. Entre les générations 1960 et 1990, elle augmenterait de 5,7 ans pour les hommes, mais de seulement 4,2 ans pour les femmes dans le scénario central de

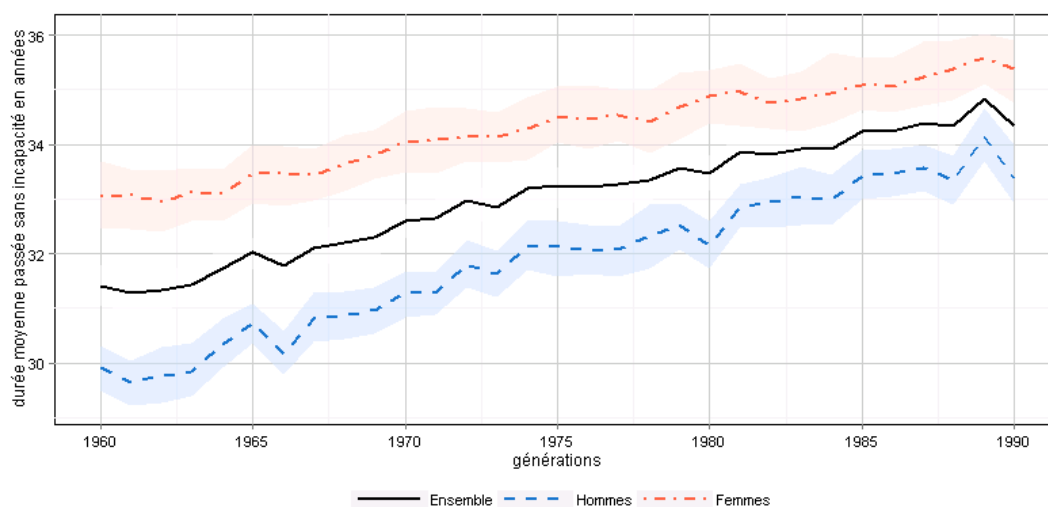
6. Les personnes décédées après leur cinquantième anniversaire avant d'avoir pu partir à la retraite sont incluses dans ce calcul : elles passent 0 année à la retraite, avec et sans incapacité. Sauf mention contraire, le champ désormais considéré est constitué des personnes ayant survécu à l'année de leur cinquantième anniversaire, et actives cette année là.

mortalité de l'Insee : il y a en effet aujourd'hui un consensus sur le fait que les écarts d'espérance de vie entre femmes et hommes devraient continuer à diminuer (Blanpain et Buisson, 2016).

L'espérance de vie à 50 ans sans incapacité sévère s'élèverait à 33,1 ans pour les femmes nées en 1960 et à 29,9 ans pour les hommes nés la même année. Entre les générations nées en 1960 et 1990, elle augmenterait de 3,6 années pour les hommes, mais de seulement 2,3 années pour les femmes (voir le graphique 9). Ces augmentations proviennent de la hausse de l'espérance de vie à 50 ans mais elles sont de moindre ampleur du fait du scénario retenu d'expansion des incapacités, dans lequel les conditions d'entrée en incapacité restent inchangées au cours du temps.

Du fait de la faible taille de l'échantillon en entrée de Destinie (environ 62 700 individus) et de la nature aléatoire du modèle, le résultat présenté peut varier suivant les simulations. Pour obtenir un résultat qui soit indépendant de l'aléa de simulation, nous réalisons 100 simulations en modifiant les aléas utilisés pour construire les trajectoires individuelles après 2010. Nous en présentons la moyenne dans le tableau 3. Un intervalle de confiance empirique à 90 % est calculé pour chaque point (voir le graphique 9). Pour les femmes comme pour les hommes de ces générations, cet aléa de simulation fait varier d'environ une année les espérances de vie sans incapacité comme les espérances de vie en retraite sans incapacité (voir le graphique 11)<sup>7</sup>.

Graphique 9 – Espérance de vie sans incapacité sévère, par génération



Champ : France, personnes actives à 50 ans.

Note : Les aplats de couleur correspondent à des intervalles de confiance empiriques à 90 %, réalisés sur 100 simulations. Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l'Insee et au scénario d'expansion des incapacités.

Source : Insee, modèle Destinie.

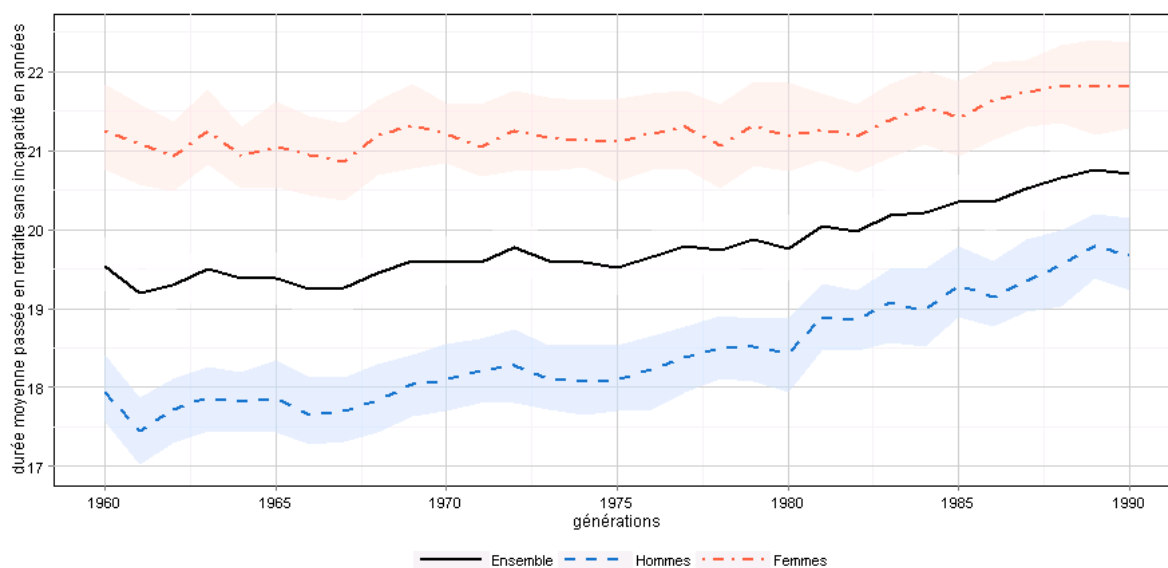
L'espérance de vie à 50 ans en retraite est stable de la génération née en 1960 à la généra-

7. Il faut noter que nous ne tenons en revanche pas compte de l'aléa lié à l'échantillonnage de l'enquête Patrimoine (constituée de 15 000 ménages répondants) et celui lié à la duplication des individus de ces ménages pour aboutir à l'échantillon qui sert de point de départ aux projections du modèle Destinie.

tion née en 1975 car deux mouvements se compensent : une hausse de l'âge moyen de départ en retraite (qui tend à la faire diminuer) et une augmentation de l'espérance de vie. Elle augmente ensuite du fait de la stabilité prévue de l'âge moyen de départ en retraite après la génération née en 1975 (voir l'encadré 2). Cette évolution de la durée passée en retraite au fil des générations est plus amplement étudiée par Aubert et Rabaté (2014).

Enfin, l'espérance de vie à 50 ans en retraite sans incapacité sévère s'élèverait à 21,3 ans pour les femmes nées en 1960 et à 18,0 ans pour les hommes nés la même année. Elle représente un peu plus de la moitié de l'espérance de vie totale à 50 ans. Jusqu'à la génération née en 1975, cette durée moyenne reste relativement stable à l'instar de l'espérance de vie en retraite. Pour les générations suivantes, l'augmentation de l'espérance de vie en retraite bénéficie différemment aux hommes et aux femmes. Pour les hommes, son augmentation entre les générations nées en 1975 et en 1990 est répartie entre 1,1 année avec incapacité et 1,6 année sans incapacité. En revanche, l'espérance de vie en retraite sans incapacité des femmes augmenterait à peine entre ces mêmes générations (+0,7 année) car leur espérance de vie en retraite progresse moins (+1,5 année) et cette progression se fait de plus largement en incapacité (+0,8 année). En effet ces gains ont lieu à des âges plus élevés que pour les hommes, où la prévalence de l'incapacité est forte.

Graphique 11 – Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère, par génération



Champ : France, personnes actives à 50 ans.

Note : Les aplats de couleur correspondent à des intervalles de confiance empiriques à 90 %, réalisés sur 100 simulations. Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l'Insee et au scénario d'expansion des incapacités.

Source : Insee, modèle Destinie.

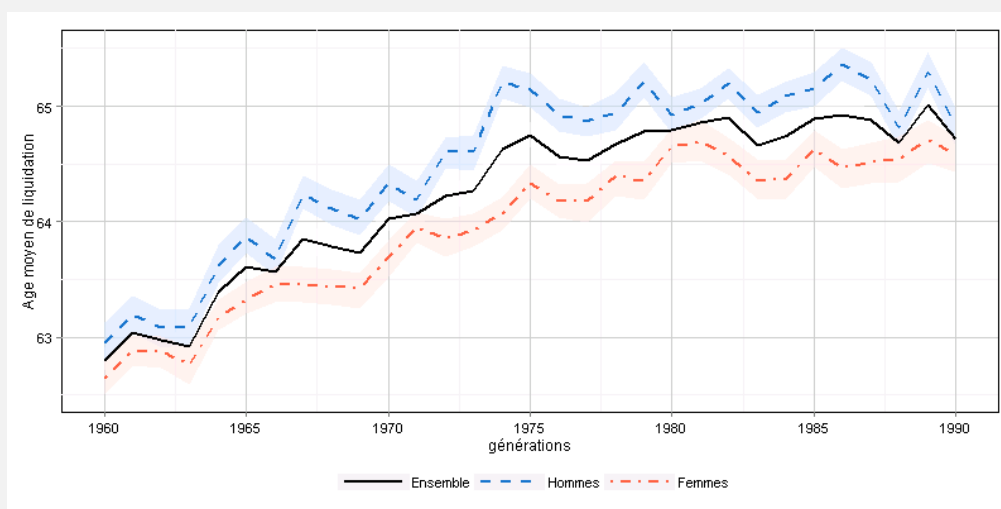
Les inégalités femmes-hommes sont significatives pour toutes les générations, quel que soit le type d'espérance de vie étudiée (voir le tableau 3). Pour la génération née en 1960, les femmes vivraient ainsi en moyenne cinq années de plus que les hommes à la retraite ; cependant, sur ces cinq années supplémentaires, seules trois environ seraient vécues sans incapacité. Les inégalités d'espérance de vie en retraite sans incapacité sont donc sensiblement plus faibles

## Encadré 2 – Rappels sur les projections d'âge moyen de départ à la retraite

Les changements socio-démographiques et les réformes des retraites successives entraînent un changement des comportements de cessation d'activité.

Par rapport à la génération née en 1960, l'âge moyen de départ en retraite devrait être plus élevé de deux ans pour les hommes nés en 1990, et d'un an et 8 mois pour les femmes nées la même année (graphique 10). Cette hausse de l'âge de départ se produit pour l'essentiel entre les générations nées en 1960 et 1975 ; elle est en partie induite par le recul de l'âge moyen de fin d'étude (et donc de l'âge moyen d'entrée dans la vie active) entre ces générations, et en partie due aux réformes des retraites de 2003 et 2014 qui ont augmenté la durée d'assurance nécessaire pour obtenir le taux plein. Pour les assurés nés en 1960, la durée d'assurance validée requise pour le taux plein est ainsi de 41,75 années alors que, pour ceux nés à partir de 1973, elle est de 43 années. À législation identique, la durée de cotisation requise et l'âge de fin d'étude n'augmentant plus après la génération née en 1975, l'âge moyen de départ en retraite atteindrait alors un niveau stationnaire après cette génération.

Graphique 10 – Âge moyen de départ en retraites pour les hommes et les femmes des générations nées entre 1960 et 1990



*Champ : France entière, personnes actives à 50 ans ayant atteint l'âge de liquidation de leur retraite.*

*Note : Les aplats de couleur correspondent à des intervalles de confiance empiriques à 90 %, réalisés sur 100 simulations. Les traits correspondent aux moyennes. Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l'Insee et au scénario d'expansion des incapacités.*

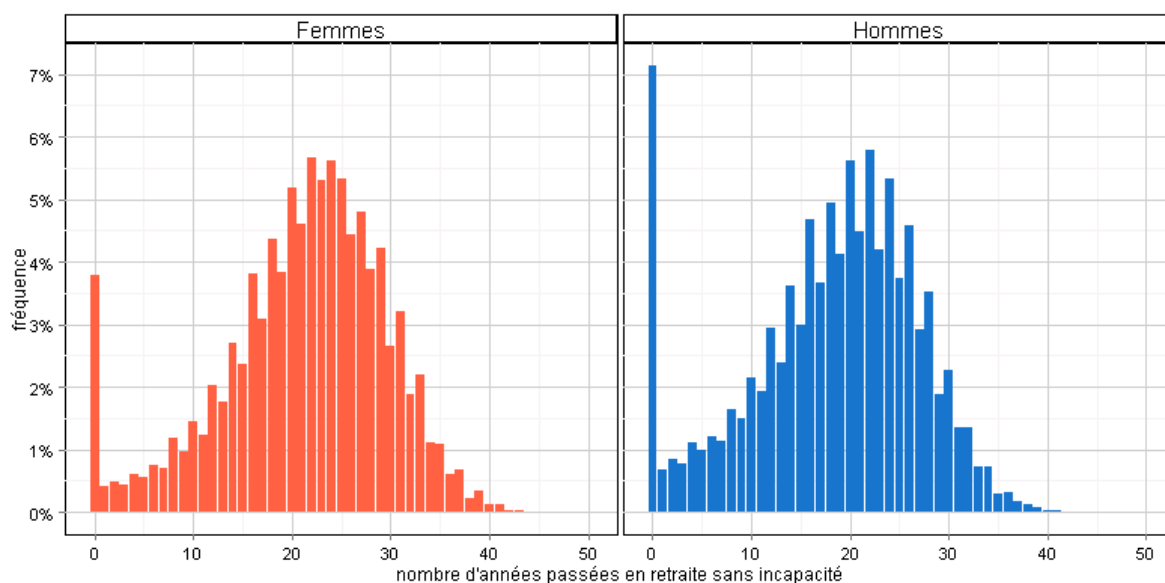
*Source : Insee, modèle Destinie.*

que les inégalités d'espérance de vie globale en retraite. Ces deux inégalités femmes-hommes diminueraient d'un peu plus d'une année entre la génération née en 1960 et celle née en 1990. Ces différences de durée de vie (avec ou sans incapacité sévère) ne constituent qu'un aspect des inégalités entre femmes et hommes et elles doivent être notamment mises en regard des écarts de niveau de pension. En effet, les pensions de droit direct des femmes sont dans ces mêmes projections plus faibles de 25 % que celles des hommes pour la génération née en 1960. Outre ces aspects monétaires, d'autres dimensions non étudiées interviennent dans le bien-être, telles que les conditions environnementales, le fait d'être en couple ou plus généralement l'intensité des relations sociales. Une analyse de l'équité en termes de bien-être global supposerait d'agrèger ces différentes dimensions, ce qui dépasse le cadre de ce travail (Afsa, 2008).

### 3.2 Dispersion de la durée de vie en retraite sans incapacité sévère

La microsimulation permet aussi une approche plus fine que les calculs de moyennes ; la distribution des durées de vie en retraite sans incapacité met en évidence la forte variabilité des situations (voir le graphique 12). 7,5 % des hommes et 14,5 % des femmes vivraient plus de 30 ans à la retraite sans incapacité. A contrario, 11,5 % des hommes et 6,5 % des femmes passeraient moins de cinq années à la retraite sans incapacité. Il s'agit pour un peu plus de la moitié de personnes qui décèdent avant la retraite.

Graphique 12 – Distribution des durées de vie en retraite sans incapacité sévère, par sexe et pour la génération née en 1975



*Champ : France, personnes actives à 50 ans.*

*Lecture : 3,8 % des femmes nées en 1975 ne passeraient aucune année en retraite sans incapacité soit parce qu'elles décèderaient avant de liquider toutes leurs pensions soit parce que toutes leurs années en retraite seraient des années où elles souffriraient d'une incapacité sévère. Ce pourcentage s'élève à 7,1 % pour les hommes nés la même année.*

*Note : Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l'Insee et au scénario d'expansion des incapacités. Le biais observable en faveur des valeurs paires de durée de vie en retraite sans incapacité vient de ce que les transitions dans l'incapacité sont modélisées tous les deux ans.*

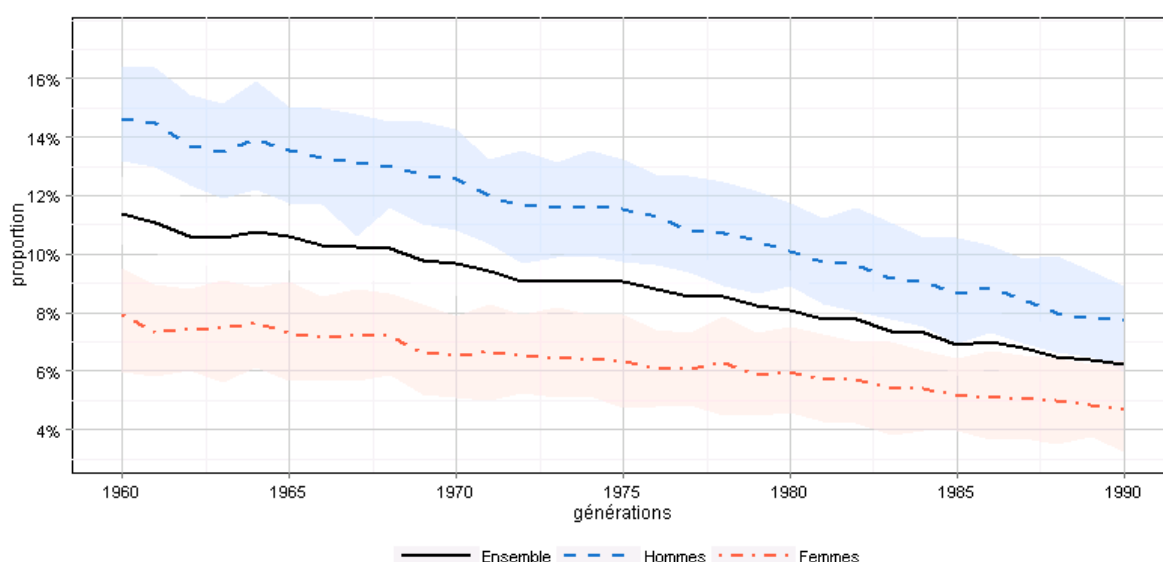
*Source : Insee, modèle Destinie.*



Ce phénomène déjà documenté (Bouhia, 2008; Sieurin *et al.*, 2011) est un des constats qui a motivé la mise en place du compte de prévention de la pénibilité. Ce dernier n'étant pas intégré dans ces simulations, son entrée en vigueur pourrait modifier à l'avenir les résultats des projections actuelles en avançant, d'au plus deux ans, le départ en retraite des personnes ayant eu les conditions de travail les plus pénibles<sup>8</sup>.

Il est à noter cependant que ce pourcentage de personnes connaissant moins de 5 années de retraites sans incapacité diminuerait sur la période étudiée, essentiellement du fait de la diminution de la mortalité. Si 11,5 % des hommes de la génération née en 1975 et 6,5 % des femmes nées la même année passeraient moins de cinq années à la retraite sans incapacité, cela serait le cas de 9 % des hommes de la génération née en 1990 et de 5 % des femmes nées cette année (voir le graphique 13).

Graphique 13 – Pourcentage de personnes passant moins de 5 années à la retraite sans incapacité, par sexe



*Champ : France, personnes actives à 50 ans.*

*Lecture : 11,5 % des hommes de la génération née en 1975 et 6,5 % des femmes nées la même année passeraient moins de cinq années à la retraite sans incapacité.*

*Notes : Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l'Insee et au scénario d'expansion des incapacités. Le pourcentage étudié comprend en particulier les personnes actives à 50 ans qui décèdent dans le modèle avant de liquider tous leurs droits à pension.*

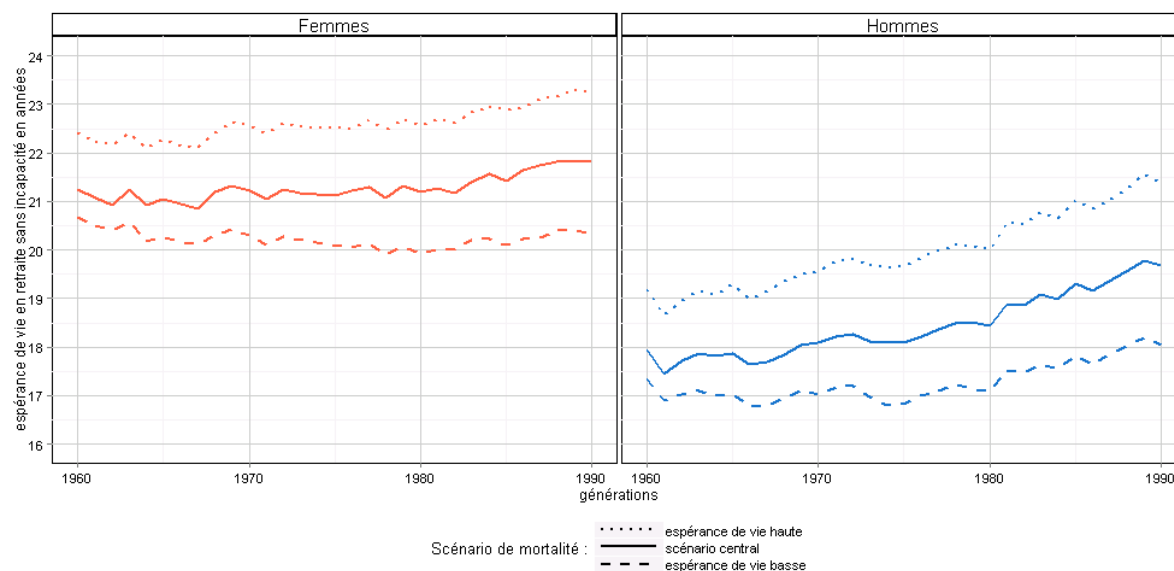
*Source : Insee, modèle Destinie.*

8. Faute de recul sur le nombre de personnes concernées par cette mesure mise effectivement en place en juillet 2016 pour les 10 facteurs d'exposition prévus par la loi de 2014, et la façon dont elles vont l'utiliser (en formation, en temps partiel ou en retraite), il n'a pas été possible d'en tenir compte dans les simulations.

### 3.3 Incertitudes dues à l'évolution future des espérances de vie

Le choix du scénario de mortalité a aussi un impact important sur le niveau de l'espérance de vie sans incapacité à la retraite. Cette incertitude existe y compris pour la génération née en 1960 dont nous ignorons encore une grande partie du cycle de vie (elle a 50 ans en 2010). Ainsi, entre les deux scénarios de mortalité extrêmes de l'Insee, l'espérance de vie à 50 ans sans incapacité à la retraite varie de 1,8 année pour les hommes et les femmes nés en 1960 (graphique 14). Cet écart est plus élevé pour les jeunes générations, car elles vivront vraisemblablement à un horizon plus long, donc avec une plus forte variabilité dans les différents scénarios de mortalité. En revanche, quel que soit le scénario de mortalité retenu, le profil général d'évolution au fil des générations de l'espérance de vie en retraite sans incapacité demeure inchangé.

Graphique 14 – Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère, par génération et scénario prospectif de mortalité



*Champ : France, personnes actives à 50 ans.*

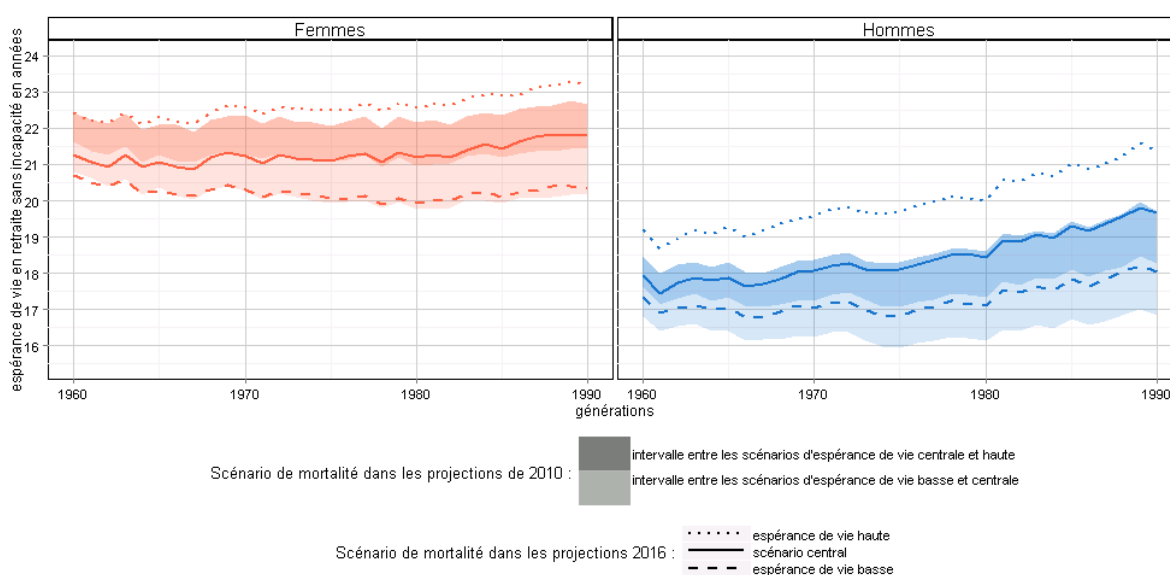
*Note : Les traits correspondent aux moyennes réalisées sur 100 simulations. Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l'Insee et au scénario d'expansion des incapacités.*

*Source : Insee, modèle Destinie.*

Ces tests de sensibilité sont importants. Par exemple, depuis la parution de Cazenave-Lacroutz et Godet (2016) qui utilisaient les projections démographiques de l'Insee de 2010 (Blanpain et Chardon, 2010), l'Insee a publié de nouvelles projections démographiques (Blanpain et Buisson, 2016). En particulier, ces nouveaux travaux ont conduit à augmenter de façon importante les espérances de vie des hommes en projection. Cela induit des différences entre les simulations issues des anciennes projections et celles issues des nouvelles projections qui soulignent l'incertitude due à la projection des conditions de mortalité (voir le graphique 15).

Par rapport aux résultats issus des projections de 2010, les nouvelles projections ne modifient que peu son niveau pour les femmes nées en 1960 mais conduisent à légèrement relever leur niveau pour les plus jeunes générations. Le constat est tout autre pour les hommes où le nouveau scénario central correspond approximativement à l'ancien scénario « haut » d'espérance de vie issu des projections démographiques de 2010. En particulier, cela conduit à des différences femmes/hommes d'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère qui sont moindres par rapport à celles présentées dans Cazenave-Lacrouz et Godet (2016) (par exemple 3,0 ans pour la génération née en 1975 à partir des nouvelles projections, contre 3,8 ans dans Cazenave-Lacrouz et Godet (2016) à partir des anciennes projections).

Graphique 15 – Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère, par génération et scénario prospectif de mortalité de 2010 et de 2016



Champ : France, personnes actives à 50 ans.

Note : Les traits correspondent aux moyennes réalisées sur 100 simulations. Le scénario prospectif d'évolution de l'incapacité retenu ici correspond au scénario d'expansion des incapacités.

Lecture : Le scénario d'espérance de vie haute issu des projections de 2010 correspond à la frontière supérieure de l'aplat de couleur foncé. Le scénario central issu des projections de 2010 correspond à la frontière entre les aplats de couleur foncés et clairs. Le scénario d'espérance de vie basse dans ces mêmes projections correspond à la frontière inférieure de l'aplat clair.

Source : Insee, modèle Destinie.

### 3.4 Incertitudes dues à l'évolution future des conditions d'incapacité

Plusieurs scénarios sont envisagés par les démographes et les épidémiologistes quant à l'évolution de l'incapacité. Dans un premier scénario, sous l'effet du progrès médical notamment, l'âge moyen de survenue des maladies et des incapacités augmente plus vite que l'espérance de vie. La part des années avec une incapacité sur la durée de vie totale diminue donc. On parle alors de scénario de compression des incapacités. Dans un second scénario moins optimiste, l'âge

de survenue des incapacités augmente moins vite que l'espérance de vie. Il s'agit d'un scénario d'expansion des incapacités. Un scénario intermédiaire considère que la part des années avec incapacité sur la durée de vie totale reste stable. Le scénario retenu jusqu'ici correspondait au scénario le moins optimiste d'expansion des incapacités : en effet, on a fait l'hypothèse que les incapacités surviennent avec la même probabilité en fonction de l'âge qu'en 2009 alors que les espérances de vie augmentent au fil des générations.

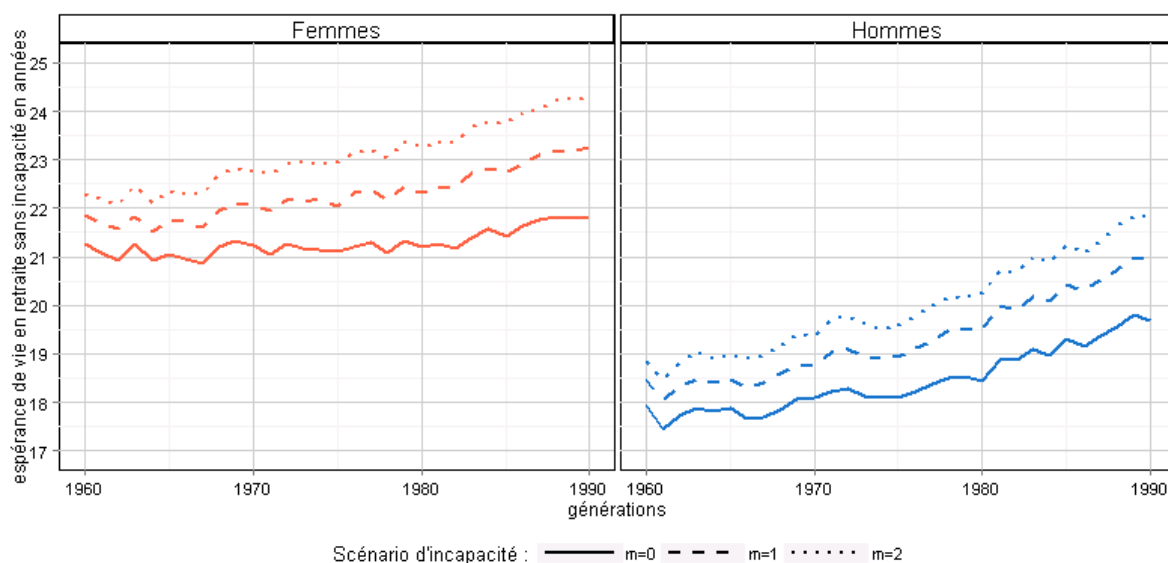
Mais à scénario de mortalité donné, des hypothèses plus optimistes sur l'évolution des incapacités que celle du scénario d'expansion des incapacité peuvent être réalisées en supposant que l'état de santé à un âge donné s'améliorera à l'avenir. Pour relier cette évolution à l'évolution de la mortalité, cette amélioration a été corrélée aux gains d'espérance de vie par le biais d'un paramètre  $m$ . Ce paramètre caractérise le degré auquel les gains d'espérance de vie se répercutent sur l'état de santé à un âge donné, suivant une méthode déjà appliquée dans le modèle Destinie par Geay *et al.* (2015). Si à une date  $t$ , le gain d'espérance de vie à un âge  $a$  donné est de  $g$  ans par rapport à 2009, année de départ des projections, on attribue aux individus de l'échantillon la valeur de l'état de santé qu'ils auraient s'ils avaient par ailleurs les mêmes caractéristiques mais en appliquant un coefficient multiplicateur  $m$  à ce gain, soit à un âge inférieur de  $m \times g$  années. Par exemple, une femme âgée de 80 ans en 2060 sera probablement moins susceptible d'avoir une incapacité qu'une femme similaire âgée de 80 ans en 2009. Or dans le scénario central de mortalité de l'Insee, l'espérance de vie d'une femme de 80 ans serait de 11,6 ans en 2010 mais de 15,4 ans en 2060, soit un gain de 3,8 ans entre 2009 et 2060. Pour  $m=0,5$ , cette femme aura alors dans le modèle la même probabilité de développer une incapacité qu'une femme de 2009 ayant 72,4 ans (en appliquant  $80 - 2 \times 3,8 = 72,4$ )<sup>9</sup>. *A contrario*, pour  $m=0$ , il n'y aura pas eu de diminution des incapacités et elle aura la même probabilité de développer une incapacité qu'une femme de 2009 ayant 80 ans. Le scénario  $m=0$  correspond à notre scénario de départ d'expansion des incapacités. Nous avons constaté que le cas  $m=1$  correspond approximativement à un cas d'équilibre dynamique, avec un temps passé sans incapacité après 50 ans qui reste stable à proportion de la durée de vie après 50 ans. Le cas  $m=2$  que nous présentons également correspond enfin à un scénario de compression des incapacités.

Une diminution des incapacités par âge par rapport au scénario de référence  $m = 0$  conduit à un gain d'espérance de vie en retraite sans incapacité dès la génération née en 1960 (graphique 16). Cet écart entre scénarios est plus grand pour les générations les plus récentes. Entre les scénarios optimiste  $m=2$  et pessimiste  $m=0$ , l'écart atteint 2,5 années pour les femmes de la génération 1990 et 2,2 années pour les hommes nés la même année. Le scénario de compression des incapacités  $m=2$  est le seul parmi les trois étudiés à permettre une augmentation de l'espérance de vie sans incapacité en retraite entre les générations nées en 1960 et celles nées en 1975. Dans les autres scénarios, ce sont uniquement les générations nées après 1975 qui voient cet indicateur s'améliorer par rapport aux précédentes.

---

9. Lorsque cette méthode conduit à un âge inférieur à 50 ans, nous le bloquons à 50 ans. Cette non-linéarité revient à considérer que la prévalence des incapacités à 50 ans aujourd'hui est la prévalence minimale qui peut être atteinte au sein d'une catégorie d'âge. Cette approximation a été réalisée pour des raisons pratiques du fait du choix d'une spécification quadratique pour l'âge. Elle est raisonnable au vu du faible niveau d'incapacité à 50 ans.

Graphique 16 – Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère, par génération et scénario prospectif d'évolution de l'incapacité



Champ : France, personnes actives à 50 ans.

Note : Les traits correspondent aux moyennes réalisées sur 100 simulations. Le scénario de mortalité retenu ici correspond au scénario démographique central de l'Insee.

Source : Insee, modèle Destinie.

### 3.5 Quels effets de réformes paramétriques des retraites ?

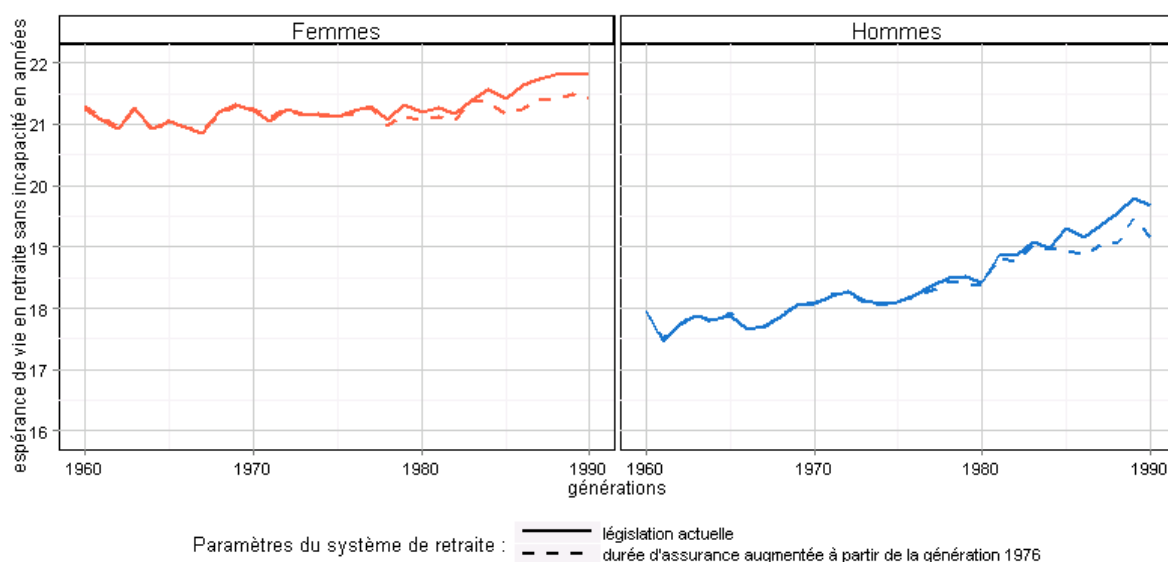
Le modèle de microsimulation Destinie permet aussi d'estimer l'impact de possibles réformes du système des retraites. Nous relançons les simulations en appliquant une législation fictive, et la comparons aux simulations avec la législation en vigueur. Cela permet d'évaluer les impacts sur l'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère d'une part d'une augmentation de la durée d'assurance requise pour le taux plein, et d'autre part d'une augmentation des bornes d'âges du système des retraites. Toutes ces réformes auraient pour effet de retarder l'âge à la liquidation des assurés. Or comme la prévalence des incapacités sévères est relativement faible parmi les sexagénaires, les années de retraite perdues seraient essentiellement des années de vie sans limitation dans les activités de la vie quotidienne.

Un premier scénario alternatif naturel consiste à prolonger au-delà de la génération née en 1973 sur l'horizon de projection le rythme d'augmentation de la durée d'assurance mis en place par la réforme de 2014<sup>10</sup>. Ce scénario, qui entraîne un recul des âges de liquidation pour les personnes qui obtiennent le taux plein par la durée, changerait peu le niveau d'espérance de vie à la retraite sans incapacité. Pour les hommes comme pour les femmes de la génération née en 1990, l'espérance de vie en retraite sans incapacité serait diminuée d'environ 5 mois par rapport

10. La réforme de 2003 induisait une augmentation de la durée d'assurance à hauteur de 1/3 des gains d'espérance de vie. La réforme de 2014 a adopté la règle d'un trimestre supplémentaire toutes les trois générations, jusqu'à la génération née en 1973, ce qui accélère marginalement le rythme d'augmentation (Aubert et Rabaté, 2014).

au scénario pris comme référence (graphique 17).

Graphique 17 – Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère, par génération et scénario de législation future



Champ : France, personnes actives à 50 ans.

Note : Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l'Insee et au scénario d'expansion des incapacités.

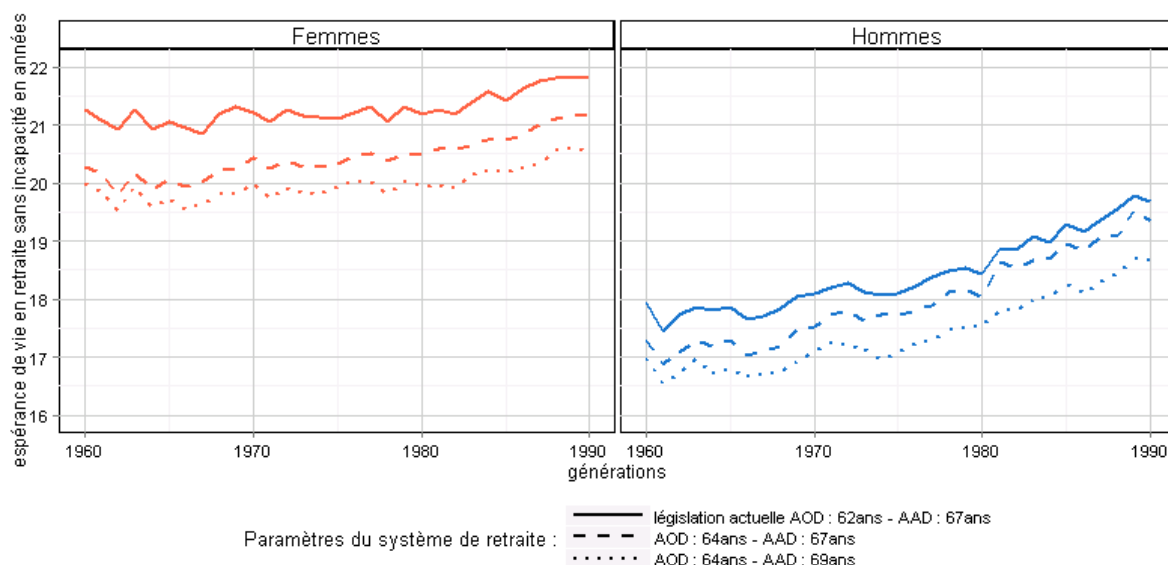
Source : Insee, modèle Destinie.

Les résultats présentés dans le graphique 18 simulent un autre type de réformes : le décalage des bornes d'âge. La législation actuelle y est comparée à une législation fictive où l'âge d'ouverture des droits (AOD) est progressivement porté de 62 ans à 64 ans, et à une législation fictive où l'âge d'annulation de la décote (AAD) est dans le même temps porté de 67 ans à 69 ans. L'âge d'ouverture des droits est l'âge à partir duquel il est possible pour un assuré de liquider ses droits à pension dans les principaux régimes. L'âge d'annulation de la décote correspond à l'âge à partir duquel l'assuré peut liquider une pension sans décote même s'il n'a pas cumulé la durée d'assurance cible de sa génération.

Comme calendrier de mise en place du décalage de l'AOD, nous avons retenu un décalage de 5 mois par génération à partir de la génération née en 1956, aboutissant à un AOD de 64 ans pour toutes les générations nées à partir de 1960. Ce décalage conduirait à une diminution d'un an de l'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des femmes nées en 1960, et de huit mois pour les hommes nés la même année (graphique 18). L'effet d'un passage de l'AOD de 62 ans à 64 ans est inférieur à 2 ans car ce décalage ne reculerait l'âge de départ en retraite de deux ans exactement que pour les personnes qui remplissent les conditions du taux plein à 62 ans. *A contrario*, cette mesure n'affecterait pas la date de départ de quelqu'un qui atteindrait la durée d'assurance nécessaire au taux plein à partir de 64 ans. Ce cas de figure devrait être plus fréquent pour les plus jeunes générations du fait, notamment, du recul de l'âge de fin d'études et de l'augmentation de la durée d'assurance nécessaire au taux plein jusqu'à la génération née

en 1975. Son impact serait donc moindre pour les cotisants nés en 1990 (8 mois pour les femmes et 4 mois pour les hommes) que pour ceux nés en 1960.

Graphique 18 – Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère, par génération et scénario de législation future



Champ : France, personnes actives à 50 ans.

Note : Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l'Insee et au scénario d'expansion des incapacités.

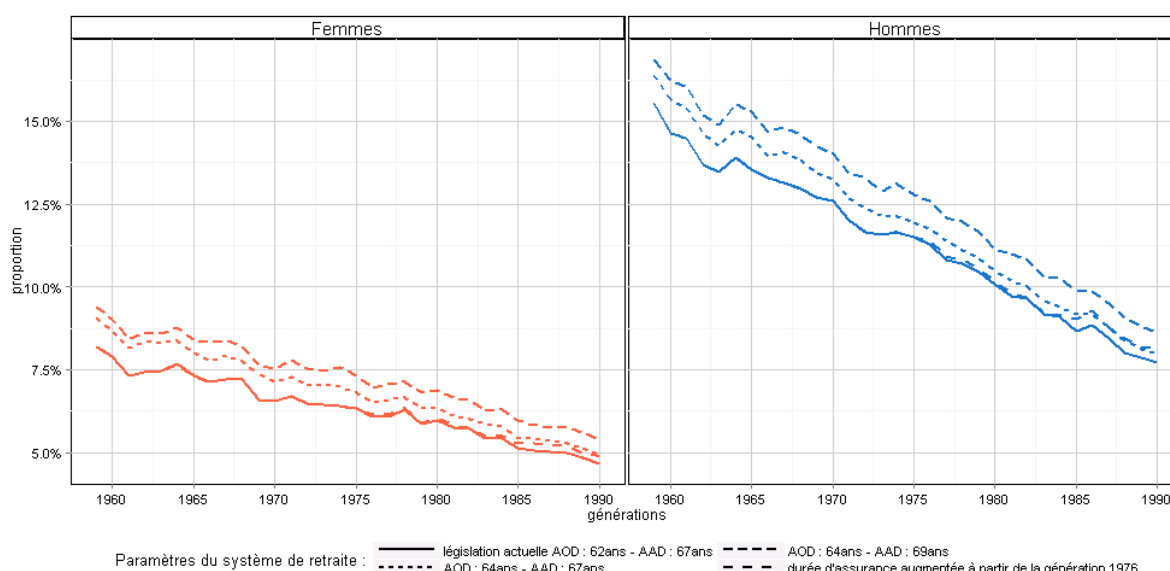
Source : Insee, modèle Destinie.

Un décalage simultané de l'AAD de 67 à 69 ans réduit encore l'espérance de vie sans incapacité sévère en retraite de 4 mois pour la génération née en 1960. Mais cet impact augmente au fil des générations pour atteindre 7 mois pour les femmes nées en 1990, et 8 mois pour les hommes nés en 1990. En effet, suivant un mécanisme similaire à celui en œuvre dans le cas d'un relèvement de l'AOD (voir supra), cette mesure n'affecte que les personnes qui n'ont pas suffisamment accumulé de durée d'assurance avant leurs 67 ans pour pouvoir partir au taux plein. Cela serait plus souvent les cas parmi les générations nées après 1975 que pour celles nées en 1960.

L'impact de ces réformes paramétriques en fonction des générations est le même lorsqu'on étudie le pourcentage de personnes passant moins de 5 années à la retraite sans incapacité (voir le graphique 19). La prolongation de la durée d'assurance nécessaire pour le taux plein aurait un impact maximal pour la génération née en 1990 et modifierait même alors peu ce pourcentage (+0,2 point de pourcentage pour les femmes, +0,4 pour les hommes). Un passage de l'AOD de 62 ans à 64 ans le diminuerait de 0,8 point de pourcentage pour les femmes de la génération née en 1960 et de 1 point les hommes nés la même année. Suivant le même mécanisme que celui décrit pour l'espérance de vie en retraite sans incapacité, l'impact de cette mesure irait

ensuite en décroissant au fil des générations pour n'être plus que de 0,3 point de pourcentage à la génération née en 1990. A l'inverse, l'impact du passage additionnel à un AAD de 69 ans serait faible pour la génération née en 1960, mais augmenterait pour atteindre 0,5 point de pourcentage pour la génération née en 1990.

Graphique 19 – Pourcentage de personnes passant moins de 5 années à la retraite sans incapacité, par génération et scénario de législation future



*Champ : France, personnes actives à 50 ans.*

*Note : Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l'Insee et au scénario d'expansion des incapacités. Le pourcentage étudié comprend en particulier les personnes actives à 50 ans qui décèdent dans le modèle avant de prendre leur retraite.*

*Source : Insee, modèle Destinie.*

## 4 Extensions

Nous présentons deux extensions de nos résultats obtenus sur l'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère. Nous considérons d'abord un indicateur alternatif, en rapportant pour tous les individus simulés leur durée de vie en retraite à une durée de référence (la durée de vie ou la durée d'assurance avec ou sans majoration). Nous étendons ensuite l'analyse à des générations plus anciennes (jusqu'à la génération née en 1950) en calculant leur espérance de vie à 60 ans en retraite sans incapacité sévère.

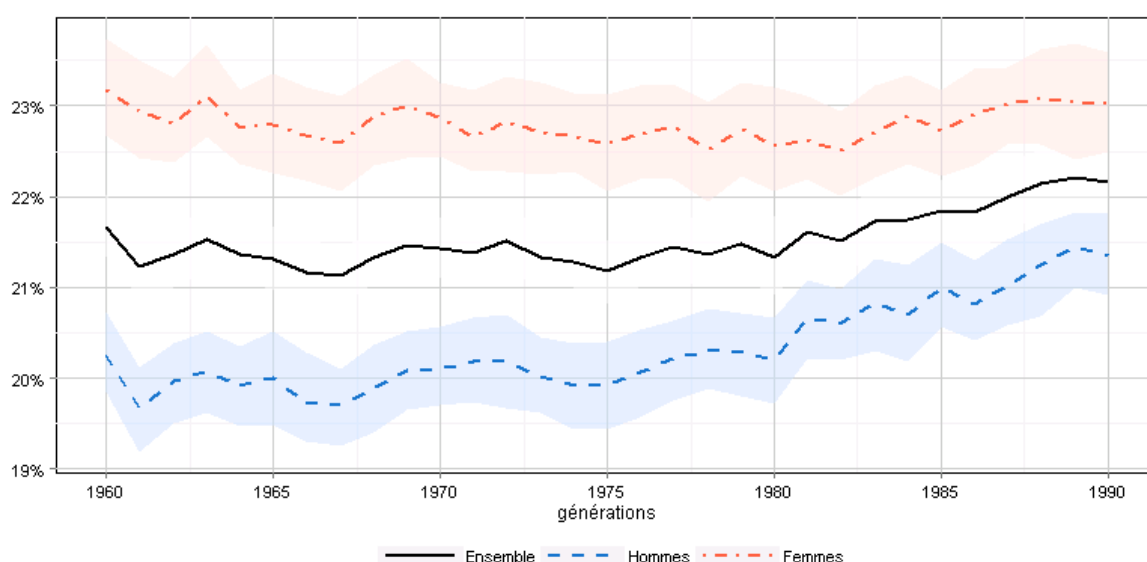


## 4.1 En rapportant à différentes durées de référence

### 4.1.1 Durée de vie

Dans une approche en cycle de vie, qui met l'accent sur la répartition de la vie entre les études, l'activité, puis la retraite comme droit au repos et au loisir, la durée de retraite sans incapacité peut être rapportée à la durée de vie totale (graphique 20). Sur toute la période, les femmes passeraient ainsi environ 23 % de leur vie en retraite sans incapacité, avec une légère diminution entre les générations 1960 et 1970. Cette part est plus faible pour les hommes, puisqu'elle s'élève à 20 % pour ceux nés en 1960. Elle augmenterait significativement à partir de la génération 1975 pour atteindre 21,3 % pour ceux nés en 1990. Pour cet indicateur, l'écart femmes-hommes est divisé par deux entre la génération née en 1960 et celle née en 1990. Ces conclusions rejoignent celles obtenues en ne considérant que l'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère.

Graphique 20 – Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère rapportée à la durée de vie totale



Champ : France, personnes actives à 50 ans.

Note : Les aplats de couleur correspondent à des intervalles de confiance empiriques à 90 %, réalisés sur 100 simulations. Les traits correspondent aux moyennes. Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l'Insee et au scénario d'expansion des incapacités.

Source : Insee, modèle Destinie.

### 4.1.2 Durée d'assurance

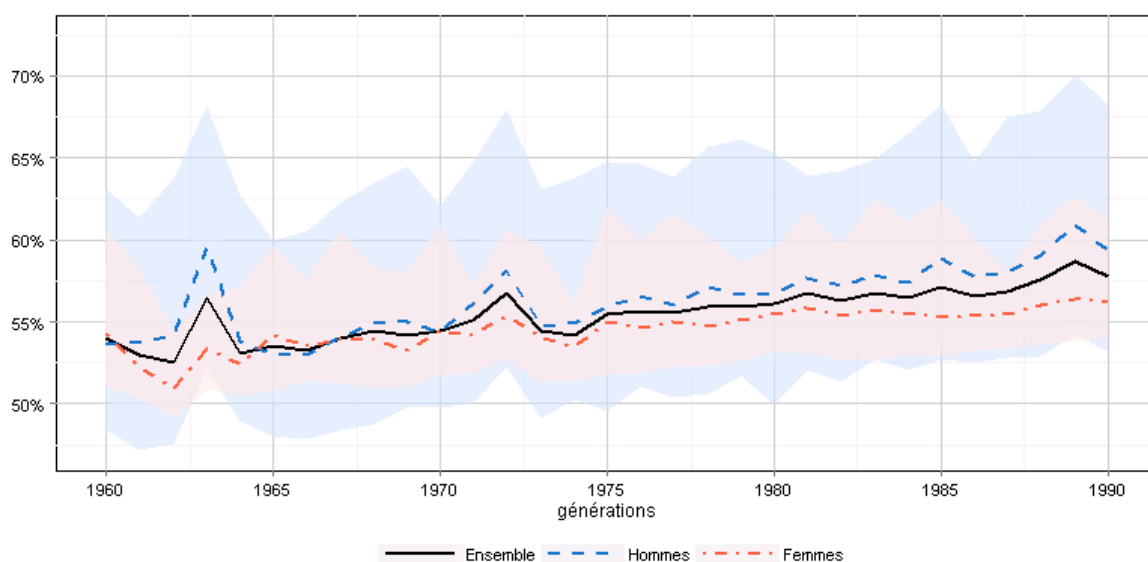
Dans une approche plus actuarielle qui vise à mettre en regard l'effort contributif et la durée acquise de repos et de loisirs, la durée de la retraite sans incapacité peut être plutôt mise en regard de la durée d'assurance validée pour le calcul des droits à retraite (voir le graphique 21). La durée d'assurance inclut toutes les périodes cotisées pour la retraite mais aussi celles validées au titre du chômage, de l'invalidité, de l'AVPF et les majorations de durée d'assurance.

En proportion de la durée d'assurance validée, les hommes passent autant voire plus de

temps en retraite que les femmes (54 % pour la génération née en 1960, puis 56 % pour les femmes nées en 1990 mais 60 % pour les hommes nés cette même année). Ce changement de perspective advient essentiellement à cause de l'inclusion au dénominateur des majorations pour enfant (dans le régime général, 2 ans pour chaque enfant) que nous attribuons dans le modèle Destinie intégralement à la mère<sup>11</sup>. En effet, l'espérance de la durée de vie en retraite sans incapacité sévère rapportée à la durée d'assurance reste plus faible pour les hommes que pour les femmes dès lors que c'est la durée d'assurance sans majoration qui est retenue au dénominateur (voir le graphique 22).

Que la durée d'assurance comporte ou non les majorations pour enfants, cet indicateur a une très forte variabilité dans nos simulations, en particulier pour les hommes. Cette variabilité est nettement supérieure aux écarts femmes-hommes mis en évidence pour ces ratios.

Graphique 21 – Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère rapportée à la durée d'assurance validée



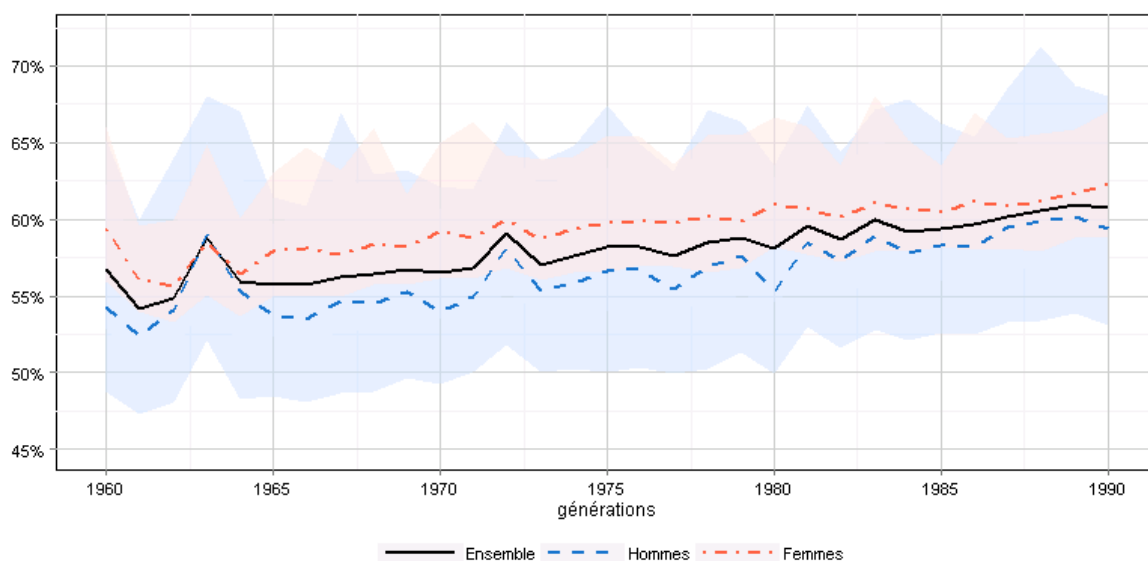
*Champ : France, personnes actives à 50 ans.*

*Note : Les aplats de couleur correspondent à des intervalles de confiance empiriques à 90 %, réalisés sur 100 simulations. Les traits correspondent aux moyennes. Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l'Insee et au scénario d'expansion des incapacités.*

*Source : Insee, modèle Destinie.*

11. Dans le régime général, pour les enfants nés à partir de 2010, le partage des trimestres pour éducation se fait à l'amiable entre les parents dans les 6 mois qui suivent le 4<sup>ème</sup> anniversaire de l'enfant. En l'absence de déclaration de répartition, c'est la mère qui reçoit automatiquement ces trimestres.

Graphique 22 – Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère rapportée à la durée d’assurance validée sans majoration



Champ : France, personnes actives à 50 ans.

Note : Les aplats de couleur correspondent à des intervalles de confiance empiriques à 90 %, réalisés sur 100 simulations. Les traits correspondent aux moyennes. Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l’Insee et au scénario d’expansion des incapacités.

Source : Insee, modèle Destinie.

## 4.2 Comparaison avec les générations nées entre 1950 et 1960.

Deux éléments limitent notre capacité à comparer l’espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 avec celle de générations antérieures. D’une part, nous ne connaissons les prévalences et transitions dans l’incapacité qu’à partir de celles observées dans l’enquête Share. Par exemple, puisque l’enquête Share permet le recueil d’information sur les personnes de 50 ans ou plus à partir de l’année 2004, nous ne pouvons pas déterminer quel était le statut vis-à-vis de l’incapacité de la génération née en 1950 lorsqu’elle avait 50 ans, sauf à faire des hypothèses *ad hoc*<sup>12</sup>. D’autre part, nous n’observons les individus constituant notre population qu’à partir d’une année donnée, l’année 2009 (correspondant à l’enquête Patrimoine utilisée pour construire le modèle Destinie). En particulier, nous n’observons pas les personnes nées en 1950 par exemple, et décédées entre leurs 50 ans (en 2000) et leurs 59 ans (en 2009). Or cette mortalité peut être différente suivant des caractéristiques, notamment socio-économiques, qui pourraient être importantes pour notre objet d’étude. Cela pourrait biaiser toute comparaison d’indicateurs entre générations si nous cherchions à calculer des moyennes sur des générations ayant déjà subi cette mortalité différentielle.

Sans y remédier, nous présentons cependant en graphique 23 un indicateur qui permet une

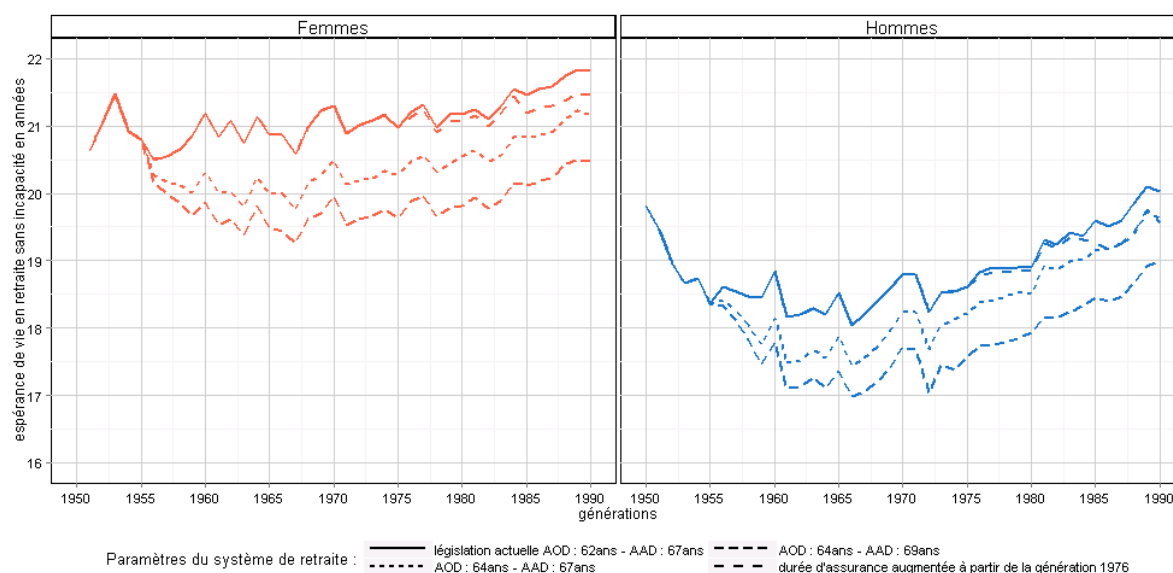
12. Par exemple, nous pourrions faire l’hypothèse que la prévalence n’a pas beaucoup évolué en 5 ou 10 ans, de façon semblable à ce que nous faisons en projection en considérant  $m=0$  (voir la section 3.4).

comparaison intergénérationnelle à partir de la génération née en 1950 : l'espérance de vie à 60 ans en retraite sans incapacité sévère. En effet, toutes les générations nées entre 1950 et 1990 sont observées à partir de l'âge de 60 ans et donc les champs sont comparables. Ceci a pour avantage de pouvoir remonter jusqu'à la génération née en 1950, dernière génération à n'avoir pas été impactée par le relèvement des bornes d'âges de la réforme des retraites de 2010.

En revanche, cette mesure, l'espérance de vie à 60 ans en retraite sans incapacité sévère, néglige les années (de retraite sans incapacité) vécues avant 60 ans et s'éloigne donc un peu de la notion visée d'espérance de vie en retraite sans incapacité. Mais, avec la législation actuelle, l'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère à 60 ans (en trait plein dans le graphique 23) a un niveau et des évolutions très similaires à l'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère à 50 ans (graphique 11) pour les générations nées entre 1960 et 1990. C'est aussi le cas pour ces générations lorsqu'on étudie les différents scénarios législatifs du graphique 17 et du graphique 18.

Cette extension aboutit à des conclusions très contrastées par sexe. Pour les femmes, l'espérance de vie à 60 ans en retraite sans incapacité sévère pour les générations nées entre 1950 et 1960 est très similaire à celle de la génération née en 1960. Pour les hommes, elle diminue d'1,5 ans entre la génération née en 1950 et celle née en 1960. A législation inchangée et dans notre scénario de référence, le niveau obtenu pour cet indicateur par les hommes nés en 1950 ne serait à nouveau atteint que pour la génération née en 1990. Pour les hommes comme pour les femmes, il ne serait même pas atteint pour cette génération dans le cas d'un décalage de l'AOD à 64 ans et de l'AAD à 69 ans.

Graphique 23 – Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère à 60 ans, avec plusieurs scénarios législatifs



Champ : France, personnes en vie à 60 ans.

Note : Les scénarios retenus ici correspondent au scénario démographique central de l'Insee et au scénario d'expansion des incapacités.

Source : Insee, modèle Destinie.

## Conclusion

Par l'incorporation dans le modèle de microsimulation des retraites Destinie de l'incapacité, représentée par les limitations sévères dans les activités de la vie quotidienne, nous avons construit un indicateur d'espérance de vie à 50 ans en retraite sans incapacité sévère et avons décrit ses évolutions pour les générations nées entre 1960 et 1990.

Conformément aux résultats présentés dans Cazenave-Lacrouz et Godet (2016), l'espérance de vie à 50 ans en retraite sans incapacité sévère devrait être assez stable pour ces générations ; elle augmenterait pour les hommes, surtout pour les générations nées après 1975. Cette augmentation est en partie liée au fait que, dans la législation actuelle, la durée d'assurance requise pour le taux plein n'augmente plus au-delà de la génération née en 1973 alors que l'espérance de vie sans incapacité devrait continuer à croître. Sur toutes les générations étudiées, les femmes passeraient en moyenne plus d'années en retraite sans incapacité sévère, mais la différence femmes-hommes est moindre que lorsqu'on considère la durée de retraite. Au fil des générations, du fait du rapprochement des espérances de vie projetées par l'Insee, les différences femmes-hommes devraient diminuer.

Ces résultats sont sensibles en termes de niveau aux hypothèses retenues de projection de la mortalité et de l'incapacité, ainsi qu'à l'erreur stochastique associée au modèle. Entre les deux scénarios polaires de mortalité de l'Insee, l'indicateur étudié varie approximativement de plus ou moins un an. Entre les deux scénarios polaires d'évolution des incapacités, l'indicateur étudié varie approximativement de plus ou moins six mois. La réplication de la simulation a également permis de mettre en évidence une marge d'incertitude stochastique non négligeable, de plus ou moins six mois pour notre indicateur.

Nous avons également éclairé les enjeux et impacts *ex ante* sur cet indicateur de différents scénarios d'évolution des règles de liquidation des pensions de retraite. Une prolongation de l'augmentation de la durée d'assurance au-delà de la génération née en 1975 rendrait stable pour toutes les générations étudiées l'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des femmes. Un décalage de deux ans de l'AOD diminuerait plus l'espérance de vie en retraite sans incapacité de la génération née en 1960 que celle de la génération née en 1990 ; ce serait marginalement le contraire pour un décalage additionnel de l'AAD. Ainsi lorsque les deux bornes d'âge sont relevées simultanément, l'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère diminuerait d'environ 1 an pour toutes les générations étudiées.

Le rapport entre cette durée passée en retraite sans incapacité sévère et la durée de vie totale est stable autour de 20 %. Par contre si l'on considère le rapport entre la durée en retraite sans incapacité et la durée d'assurance majorée tous régimes, les inégalités femmes-hommes sont effacées, en particulier du fait des majorations de durée d'assurance au titre des enfants.

Enfin, nous avons étendu la comparaison intergénérationnelle jusqu'à une génération qui n'avait pas été affectée par la réforme de 2010 pour les bornes d'âge de départ en retraite, la génération née en 1950. Pour cela, nous avons calculé l'espérance de vie à 60 ans en retraite sans incapacité sévère sur les générations et comparé son évolution pour les générations nées entre 1950 et 1990. Pour les femmes, l'équité intergénérationnelle se maintient. Pour les hommes en revanche, la durée moyenne en retraite sans incapacité chute de 1,5 an entre les générations nées en 1950 et en 1960. Avec la législation actuelle, le niveau atteint par la génération née en 1950 ne serait à nouveau atteint que par la génération née en 1990.

Pour obtenir ces résultats, nous avons retenu d'une part une modélisation des départs en retraite qui les astreint à vérifier les conditions d'un départ à taux plein. Or ce choix néglige toute interaction entre état de santé, pénibilité du travail et volonté de cesser son activité professionnelle (Blanchet et Debrand, 2007). Une manière de prendre en compte l'effet de la santé serait d'estimer pour chaque individu sa « désutilité du travail » qui pourrait prendre en compte son état de santé. Une des difficultés pour estimer ce type de paramètre est qu'il est en général calibré sur des comportements réels. Or ceux-ci sont amenés à évoluer en fonction de la pénibilité des emplois, de l'amélioration possible à venir des capacités physiques après 60 ans (Blanchet *et al.*, 2016), ou encore de l'adaptation des agents qui pourraient revoir leurs préférences en fonction de l'évolution des possibilités en termes d'âge de liquidation de la retraite. Par ailleurs, le départ en retraite ou une prolongation du travail peut aussi entraîner une dégradation - ou une amélioration - de la santé (Motegi *et al.*, 2016), ce que nous n'avons également pas pris en compte. L'incorporation de ces deux types d'interactions constitue naturellement un axe de recherche à approfondir, même si l'erreur commise nous semble négligeable compte tenu de la faible prévalence aux âges de départ en retraite de notre mesure de l'incapacité. Leur meilleure compréhension permettrait cependant de réitérer ce travail sur des indicateurs de restriction d'activité moins sévères.

Un second axe d'amélioration serait la prise en compte de la stratification sociale, et notamment des catégories sociales. En effet, tant l'espérance de vie (Blanpain, 2016a,b) que l'espérance de vie sans incapacité (Cambois et Robine, 2011, 2006; Cambois *et al.*, 2008) varient avec la catégorie sociale. Il faudrait déjà en premier lieu tenter de les incorporer dans le modèle Destinie. Puis une mortalité différentielle adaptée devrait être utilisée. Ensuite l'impact de la catégorie sociale sur l'incapacité devrait être estimé avec précision lors de l'étape d'estimation sur les données d'enquête. Nous avons considéré que ce travail spécifique à la catégorie sociale dépassait le cadre de cette première étude de l'espérance de vie en retraite sans incapacité.

## Remerciements

*This paper uses data from SHARE Waves 1, 2, 3 (SHARELIFE), 4 and 5 (DOIs : 10.6103/SHARE.w1.500, 10.6103/SHARE.w2.500, 10.6103/SHARE.w3.500, 10.6103/SHARE.w4.500, 10.6103/SHARE.w5.500), see Börsch-Supan et al. (2013) for methodological details. The SHARE data collection has been primarily funded by the European Commission through the FP5 (QLK6-CT-2001-00360), FP6 (SHARE-I3 : RII-CT-2006-062193, COMPARE : CIT5-CT-2005-028857, SHARELIFE : CIT4-CT-2006-028812) and FP7 (SHARE-PREP : N° 211909, SHARE-LEAP : N° 227822, SHARE M4 : N° 261982). Additional funding from the German Ministry of Education and Research, the U.S. National Institute on Aging (U01\_AG09740-13S2, P01\_AG005842, P01\_AG08291, P30\_AG12815, R21\_AG025169, Y1-AG-4553-01, IAG\_BSR06-11, OGHA\_04-064) and from various national funding sources is gratefully acknowledged (see [www.share-project.org](http://www.share-project.org) ).*

## Bibliographie

- AFSA, C. (2008). Analyser les composantes du bien-être et de son évolution. Une approche empirique sur données individuelles. Documents de Travail de la DESE G 2008/12, Insee.
- AFSA, C. (2016). Le modèle logit—Théorie et application. Document de travail Méthodologie Statistique de la DMCSI M 2016/01, Insee.
- ANDRIEUX, V. et CHANTEL, C. (2013). Espérance de vie, durée passée à la retraite. *Dossiers Solidarité et Santé*, (40).
- AUBERT, P. et RABATÉ, S. (2014). Durée passée en carrière et durée de vie en retraite: quel partage des gains d'espérance de vie ? *Economie et statistique*, 474(1):69–95.
- BLANCHET, D., BUFFETEAU, S., CRENNER, E. et LE MINEZ, S. (2011). Le modèle de microsimulation Destinie 2: principales caractéristiques et premiers résultats. *Économie et statistique*, 441(1):101–121.
- BLANCHET, D., CAROLI, E., PROST, C. et ROGER, M. (2016). Santé et capacité de travail aux âges élevés : deux méthodes d'évaluation. Documents de Travail de la DESE G 2016/04, Insee.
- BLANCHET, D. et DEBRAND, T. (2007). Souhaiter prendre sa retraite le plus tôt possible : santé, satisfaction au travail et facteurs monétaires. *Economie et statistique*, 403(1):39–62.
- BLANCHET, D., POLLET, P., DEBRAND, T. et DOURGNON, P. (2006). L'enquête SHARE: présentation et premiers résultats de l'édition française. *Retraite et société*, (1):109–135.
- BLANPAIN, N. (2016a). Les inégalités sociales face à la mort - Tables de mortalité par catégorie sociale et par diplôme. *Insee Résultats*, (177).
- BLANPAIN, N. (2016b). L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme. *Document de travail de la DSDS*, (F1602).
- BLANPAIN, N. et BUISSON, G. (2016). Projections de population 2013-2070 pour la France métropolitaine : méthode et principaux résultats. Document de travail de la DSDS F 1606, Insee.
- BLANPAIN, N. et CHARDON, O. (2010). Projections de population 2007-2060 pour la France métropolitaine : méthode et principaux résultats. *Document de travail de la DSDS*, (F 1008).
- BÖRSCH-SUPAN, A., BRANDT, M., HUNKLER, C., KNEIP, T., KORBMACHER, J., MALTER, F., SCHAAN, B., STUCK, S. et ZUBER, S. (2013). Data resource profile: the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). *International journal of epidemiology*, 42:992–1001.
- BOUHIA, R. (2007). Les personnes en couple vivent plus longtemps. *Insee Première*, 1155.
- BOUHIA, R. (2008). Mourir avant 60 ans, le destin de 12% des hommes et 5% des femmes d'une génération de salariés du privé. *France Portrait Social*.
- BOUVIER, G. (2011). Le volet Institution de l'enquête Handicap-Santé : Présentation, calcul des poids. *Documents de Travail de la DSDS*, (F1102).
- CALVET, L. et PRADINES, N. (2016). État de santé et dépendance des personnes âgées en institution ou à domicile. *Études et Résultats*, (988).



- CAMBOIS, E., GROBON, S., ROBINE, J.-M. et VAN OYEN, H. (2015). Faut-il changer la formulation des indicateurs de «limitations d'activité» ? Une comparaison de quatre variantes de formulation du GALI. *Dossiers solidarité et santé*, (70).
- CAMBOIS, E., LABORDE, C. et ROBINE, J.-M. (2008). La double peine des ouvriers : plus d'années d'incapacité au sein d'une vie plus courte. *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, 56(6):S367.
- CAMBOIS, E. et ROBINE, J.-M. (2003). Concepts et mesure de l'incapacité : définitions et application d'un modèle à la population française. *Retraite et société*, (2):59–91.
- CAMBOIS, E. et ROBINE, J.-M. (2006). Inégalités sociales face à l'incapacité : le rôle spécifique de la profession.
- CAMBOIS, E. et ROBINE, J.-M. (2011). Pour qui la retraite sonnera ? Les inégalités d'espérance de vie en bonne santé avant et après 65 ans. *Bull Épidémiologique Hebd*, 8:08–09.
- CAZENAVE-LACROUTZ, A. et GODET, F. (2016). L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère devrait être stable pour les générations nées entre 1960 et 1990 . *Insee Références, France portrait Social*.
- CLERC, M.-É., MONSO, O. et POULIQUEN, E. (2011). Les inégalités entre générations depuis le baby-boom. *Dossier, l'économie française*.
- COR (2014). Rapport annuel du COR - Juin 2016 - Évolutions et perspectives des retraites en France. Rapport technique.
- COR (2016). Rapport annuel du COR - Juin 2016 - Évolutions et perspectives des retraites en France. Rapport technique.
- DAHLGREN, G. et WHITEHEAD, M. (1991). Policies and strategies to promote social equity in health. *Stockholm : Institute for future studies*.
- DAVEZIES, L. et D'HAULTFOEUILLE, X. (2009). Faut-il pondérer ?... ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête. Documents de Travail de la DESE G 2009/06, Insee.
- DE LUCA, G., ROSSETTI, C. et MALTER, F. (2015). Sample design and weighting strategies in SHARE Wave 5. *SHARE Wave 5 : Innovations & Methodology*, page 75.
- DOURGNON, P., GUILLAUME, S. et ROCHEREAU, T. (2012). Enquête sur la santé et la protection sociale 2010. *Rapport Irdes*, (553).
- DUBOIS, Y. et MARINO, A. (2015). Indicateurs de rendement du système de retraite français. Document de travail de la DESE G 2015/02, Insee.
- DUC, C., MARTIN, H. et TRÉGUIER, J. (2016a). Les réformes des retraites menées entre 2010 et 2015 : effets sur la situation des assurés, les dépenses des régimes et l'équité. *Études et Résultats*, 985:1–6.
- DUC, C., MARTIN, H. et TRÉGUIER, J. (2016b). Les réformes des retraites de 2010 à 2015 : Une analyse détaillée de l'impact pour les affiliés et pour les régimes. *Les Dossiers de la Drees*, 9:1–232.

- DUÉE, M. et REBILLARD, C. (2004). La dépendance des personnes âgées : une projection en 2040. Document de travail de la DESE G 2004/02, Insee.
- EUROSTAT (2016). Page internet relative à la définition de l'espérance de vie en bonne santé. [http://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/hlth\\_hlye\\_esms.htm](http://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/hlth_hlye_esms.htm). Accès le : 2016-02-13.
- GARROUSTE, C., GODEFROY, P. et LAFERRERE, A. (2010). Validating SHARE in France with other French surveys: health and income data. Document de travail de la DSDS F 1007, Insee.
- GEAY, C., KOUBI, M. et de LAGASNERI, G. (2015). Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Destinie. Document de travail de la DESE G 2015/15, Insee.
- GUNER, N., KULIKOVA, Y. et LLULL, J. (2014). Does marriage make you healthier?
- KATZ, S. (1983). Assessing self-maintenance: activities of daily living, mobility, and instrumental activities of daily living. *Journal of the American Geriatrics Society*, 31(12):721–727.
- KATZ, S., FORD, A. B., MOSKOWITZ, R. W., JACKSON, B. A. et JAFFE, M. W. (1963). Studies of illness in the aged: the index of ADL: a standardized measure of biological and psychosocial function. *Jama*, 185(12):914–919.
- LAFERRÈRE, A., Van den HEEDE, A., Van den BOSCH, K. et GEERTS, J. (2013). Entry into institutional care: predictors and alternatives. *Active ageing and solidarity between generations in Europe : First results from SHARE after the economic crisis*, page 253.
- LAWTON, M. et BRODY, E. M. (1969). Assessment of older people: self-maintaining and instrumental activities of daily living. *Gerontologist*, 9(3):179–186.
- MARBOT, C. et ROY, D. (2015). Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie. *Economie et statistique*, 481(1):185–209.
- MOTEGI, H., NISHIMURA, Y. et OIKAWA, M. (2016). What Explains the Difference in the Effect of Retirement on Health?: Evidence from Global Aging Data.
- NAGI, S. Z. (1976). An epidemiology of disability among adults in the United States. *The Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and Society*, pages 439–467.
- SIEURIN, A., CAMBOIS, E., ROBINE, J.-M. *et al.* (2011). Les espérances de vie sans incapacité en France: une tendance récente moins favorable que dans le passé.
- SIRVEN, N. *et al.* (2014). Mesurer la fragilité des personnes âgées en population générale : une comparaison entre ESPS et SHARE. *Irdes, Questions d'économie de la santé*, 199.
- SOLON, G., HAIDER, S. J. et WOOLDRIDGE, J. M. (2015). What are we weighting for? *Journal of Human resources*, 50(2):301–316.
- WOOD, P. et BADLEY, E. (1978). An epidemiological appraisal of disablement. *Recent advances in community medicine*, 1:149–173.

## Glossaire

**AAD** L'âge d'annulation de la décote est l'âge à partir duquel un assuré ne subit plus de décote lorsqu'il liquide ses droits à pension, quelle que soit sa durée d'assurance tous régimes. Il est actuellement fixé à 67 ans pour les personnes nées à partir de 1955 (dans le régime général et les régimes alignés). 29, 35, 36, 42

**AOD** L'âge d'ouverture des droits est l'âge minimal auquel un assuré peut faire valoir ses droits à retraite. Il est actuellement fixé à 62 ans pour les personnes nées à partir de 1955 (pour les sédentaires de la fonction publique, et dans le régime général et les régimes alignés - hors dispositifs spéciaux tels les départs anticipés pour carrières longues et trimestres acquis au titre de la pénibilité). 29, 35, 36, 42

**HSMI** L'enquête Handicap Santé est une enquête qui a été réalisée par l'Insee et la Drees en deux volets : un premier volet concerne les personnes vivant en ménage ordinaire en 2008, et un second volet se concentre sur les personnes vivant en institution en 2009. Elle a pour objectif de mesurer la prévalence des diverses situations de handicap en s'appuyant notamment sur les nouveaux concepts développés par l'Organisation mondiale de la santé (OMS) et d'estimer le nombre de personnes connaissant des problèmes de santé ou en situation de handicap. Source : Insee (<https://www.insee.fr/fr/metadonnees/source/s1245> et <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/source/s1244>). 42, 46

**institution** Les institutions auxquelles il est fait référence ici sont celles hébergeant des personnes âgées non comptées dans les ménages ordinaires. On peut notamment se référer aux catégories citées dans Bouvier (2011) sur le champ du volet Institutions de l'enquête Handicap-Santé : les Établissements d'Hébergement pour Personnes Âgées Dépendantes (EHPAD), les maisons de retraite, les unités de séjours de longue durée, les maisons d'accueil spécialisées, les foyers pour adultes handicapés et d'autres établissements pour adultes handicapés, les établissements et unités psychiatriques, les centres d'hébergement pour réinsertion sociale. Cette liste n'inclut pas d'autres institutions telles les prisons, les casernes, etc. 42, 46, 47

**ménage ordinaire** Un ménage ordinaire désigne l'ensemble des personnes qui partagent la même résidence principale, que ces personnes aient des liens de parenté ou non. Les personnes vivant dans des habitations mobiles ou résidant en collectivité sont considérées comme vivant hors ménages ordinaires. Source : Insee (<https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c1881>). 42, 46, 47

**Share** L'enquête Share (en anglais : *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*) est une enquête en panel réalisée tous les deux ans depuis 2004 pour étudier les conséquences économiques, sociales et sur la santé du vieillissement de la population en Europe (Börsch-Supan *et al.*, 2013). Le champ est composée des personnes de 50 ans ou plus vivant en ménage ordinaire ou ayant déménagé en institution. Source : <http://www.share-project.org/>. 5, 42, 46

## Graphiques

1	Prévalence des restrictions d'AVQ, d'AIVQ et Gali dans l'enquête Share, par sexe et âge quinquennal . . . . .	9
2	L'évolution dans le statut vis-à-vis de l'incapacité dans le modèle Destinie . . . . .	10
3	Les déterminants de la santé . . . . .	11
4	Prévalence des limitations dans les AVQ dans l'enquête Share, par âge fin et sexe	12
5	Prévalence des limitations dans les AVQ dans l'enquête Share, par âge quinquennal et nombre d'enfant . . . . .	13
6	Prévalence des limitations dans les AVQ dans l'enquête Share, par âge quinquennal et existence d'un conjoint . . . . .	13
7	Niveau de diplôme obtenu au cours des générations pour les femmes (à gauche) et les hommes (à droite) . . . . .	14
8	Prévalence des limitations dans les AVQ dans l'enquête Share, par âge quinquennal et niveau de diplôme relatif à la génération et au sexe . . . . .	15
9	Espérance de vie sans incapacité sévère, par génération . . . . .	20
11	Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère, par génération . . . . .	21
10	Âge moyen de départ en retraites pour les hommes et les femmes des générations nées entre 1960 et 1990 . . . . .	22
12	Distribution des durées de vie en retraite sans incapacité sévère, par sexe et pour la génération née en 1975 . . . . .	23
13	Pourcentage de personnes passant moins de 5 années à la retraite sans incapacité, par sexe . . . . .	24
14	Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère, par génération et scénario prospectif de mortalité . . . . .	25
15	Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère, par génération et scénario prospectif de mortalité de 2010 et de 2016 . . . . .	26
16	Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère, par génération et scénario prospectif d'évolution de l'incapacité . . . . .	28
17	Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère, par génération et scénario de législation future . . . . .	29
18	Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère, par génération et scénario de législation future . . . . .	30
19	Pourcentage de personnes passant moins de 5 années à la retraite sans incapacité, par génération et scénario de législation future . . . . .	31
20	Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère rapportée à la durée de vie totale . . . . .	32
21	Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère rapportée à la durée d'assurance validée . . . . .	33
22	Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère rapportée à la durée d'assurance validée sans majoration . . . . .	34
23	Espérance de vie en retraite sans incapacité sévère à 60 ans, avec plusieurs scénarios législatifs . . . . .	35
24	Pourcentage de personnes en institution dans l'enquête Share et dans l'enquête HSMI . . . . .	47
25	Prévalence des restrictions d'AVQ dans l'enquête Share, dans l'enquête HSMI et dans l'enquête HSMI-volet ménages ordinaires . . . . .	48
26	Comparaison des taux de mortalité par âge calculés à partir de l'enquête Share et des taux de décès à deux ans observés en 2008-2009 . . . . .	49

27	Comparaison des taux de mortalité par âge et suivant la présence d'une limitation dans les AVQ calculés à partir de l'enquête Share et de l'enquête HSMI . . . . .	50
28	Attrition entre deux vagues concernant la connaissance du statut vital en fonction de l'âge et de la présence d'une restriction dans les AVQ . . . . .	52

## Tableaux

1	Prévalences conditionnelles des indicateurs de restriction d'activités . . . . .	9
2	Estimation des équations de prévalence, d'incidence, de rémission et de mortalité à partir de l'enquête Share . . . . .	18
3	Décomposition de l'espérance de vie à 50 ans suivant le statut vis-à-vis de la retraite et la présence d'une restriction dans les AVQ . . . . .	19

# Annexes

## A Choix de l'enquête Share

L'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe (enquête Share) est une enquête en panel réalisée tous les deux ans depuis 2004 pour étudier les conséquences économiques, sociales et de santé liées au vieillissement en Europe (Börsch-Supan *et al.*, 2013). Son champ comporte des personnes de 50 ans ou plus vivant en ménage ordinaire ou en institution. De nombreuses questions permettent de déterminer les diverses dimensions de la santé subjective, et certains tests objectifs (de préhension par exemple) ont également été menés. Nous nous sommes restreint à son échantillon français, plus précisément décrit par Blanchet *et al.* (2006) et Garrouste *et al.* (2010). Les trois premières vagues de cette enquête ont été réalisées respectivement en 2004/2005, 2006/2007 et 2009. Elles comportent environ 3000 individus enquêtés. Après un rafraîchissement de l'échantillon, 5800 et 4600 individus ont respectivement été interrogés pour les vagues de 2011 et de 2013.

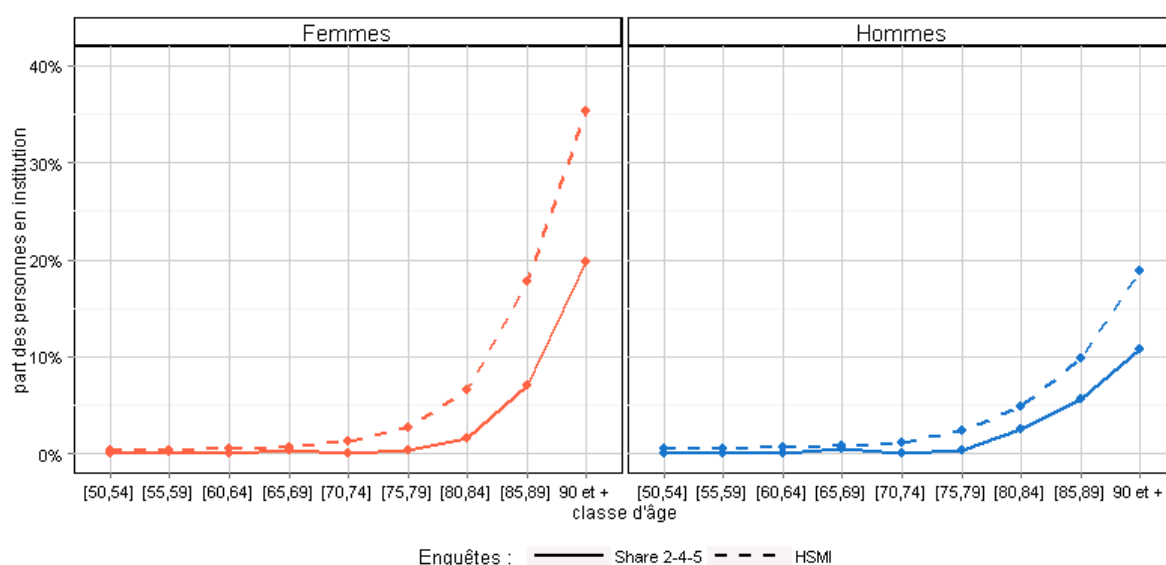
L'intégration d'une trajectoire d'incapacité dans le modèle de microsimulation Destinie nécessite de disposer de données en panel pour déterminer les probabilités de transition entre état d'incapacité des individus. Cette contrainte n'a pas permis d'utiliser l'enquête de santé décennale réalisée par l'Insee à la fois auprès des ménages ordinaires et des personnes en institution (enquête Handicap Santé, volets ménages et institutions, par la suite enquête HSMI). Cette dernière est cependant utilisée comme référence lorsque cela est possible du fait de la taille importante de son échantillon et de la sur-représentation des personnes vivant en institution qu'elle comporte.

Outre l'enquête Share, d'autres enquêtes en panel peuvent être envisagées pour un tel travail. Elles doivent être également en panel et comporter un échantillon représentatif des personnes retraitées en France. Nous avons par exemple considéré l'enquête sur la santé et la protection sociale (enquête ESPS, cf Dourgnon *et al.* (2012)), l'enquête « Santé et itinéraire professionnelle » conduite en 2006 et 2010 (enquête Sip), l'enquête Statistiques sur les Ressources et les Conditions de Vie (enquête SILC-SRCV) et l'enquête Emploi. Mais les deux dernières n'ont pas été retenues car elles ne comportent pas l'indicateur de restriction d'activité finalement retenu (voir la section 2.2) ; l'enquête Sip parce qu'elle a été réalisée sur un champ limité aux personnes âgées de moins de 74 ans en 2006 ; enfin, l'enquête ESPS est assez comparable à l'enquête Share lorsqu'on la restreint aux personnes de 50 ans ou plus, mais comporte un peu moins de personnes très âgées (voir Sirven *et al.* (2014)). De plus, comme la plupart des enquêtes citées, son champ est limité aux personnes en ménage ordinaire alors que le champ de l'enquête Share contient à la fois les personnes en ménages ordinaires et des personnes en institution.

## B Un champ mixte où les personnes en institution sont sous-représentées

Au contraire des autres enquêtes en panel répertoriées en section A, l'enquête Share est réalisée sur un champ comportant des personnes vivant en ménage ordinaire et des personnes vivant en institution. Plus précisément, l'enquête échantillonne initialement les personnes vivant en ménage ordinaire, mais celles-ci restent interrogées lorsqu'elles partent vivre en institution. Le champ des personnes représentées est donc mixte, entre celui des personnes en ménage ordinaire uniquement et celui de la population totale. La proportion de personnes vivant en institution est cependant plus faible dans l'enquête Share que celle observée dans l'enquête HSMI (voir le graphique 24).

Graphique 24 – Pourcentage de personnes en institution dans l'enquête Share et dans l'enquête HSMI



Source : enquête Share, vagues 2, 4 et 5, pondération transversale; enquête HSMI-volets ménages ordinaires et institutions. La vague 1 de l'enquête Share ne comporte pas de personnes en institutions. La vague 3 de l'enquête Share ne comporte pas de question sur les restrictions dans les AVQ et n'est donc pas utilisée par ailleurs : nous ne l'utilisons donc pas ici aussi.

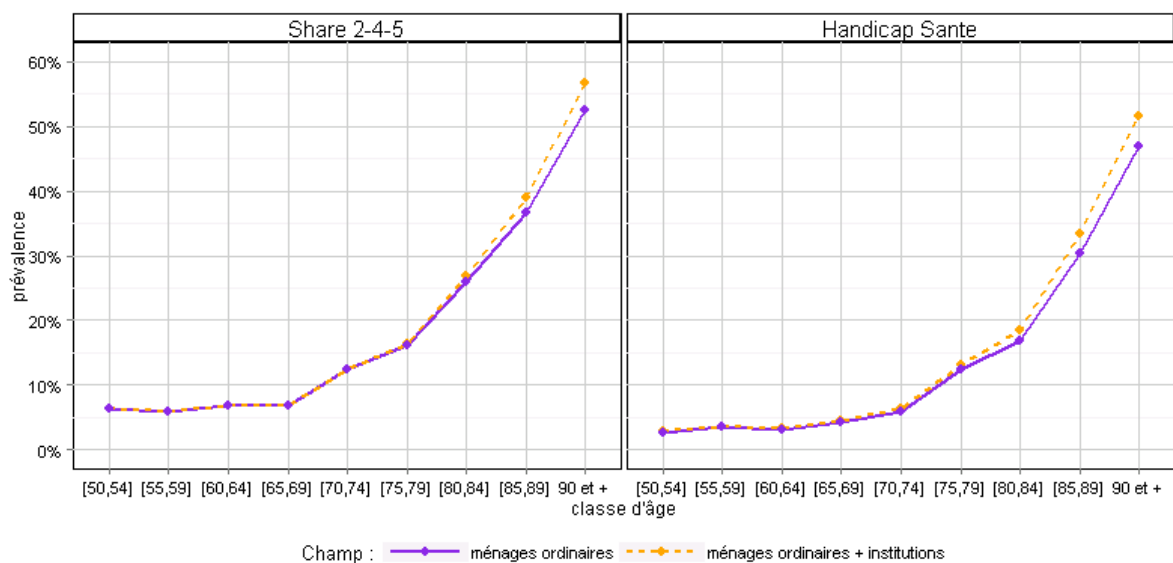
Note : Dans l'enquête Share, nous considérons qu'une personne est en institution si l'enquêteur dit qu'elle est dans un établissement d'hébergement pour personnes âgées dépendantes plutôt qu'en ménage. La définition d'une institution est susceptible d'être (un peu) plus large dans l'enquête HSMI.

Cela peut générer un biais dans la mesure où les personnes vivant en institution sont probablement en moyenne en moins bonne santé que celles vivant en ménage ordinaire (Calvet et Pradines, 2016). Le fait même d'avoir une restriction dans les AVQ peut déclencher un départ en institution (Laferrère *et al.*, 2013). Cependant, l'effectif des personnes vivant en institution reste faible par rapport aux personnes vivant en ménage ordinaire : la différence dans les prévalences d'incapacité doit donc rester d'ampleur limitée si l'on considère la population en ménage ordinaire avec ou sans les personnes en institution. C'est ce que l'on observe à la fois dans les enquêtes Share et HSMI, pour lesquelles l'inclusion des personnes en institution ne modifie donc que faiblement la prévalence des restrictions dans les AVQ (voir le graphique 25). Cette faible différence est surtout perceptible aux âges élevés. A ces âges cependant, le plus faible nombre



d'observations rend déjà les mesures imprécises.

Graphique 25 – Prévalence des restrictions d'AVQ dans l'enquête Share, dans l'enquête HSMI et dans l'enquête HSMI-volet ménages ordinaires



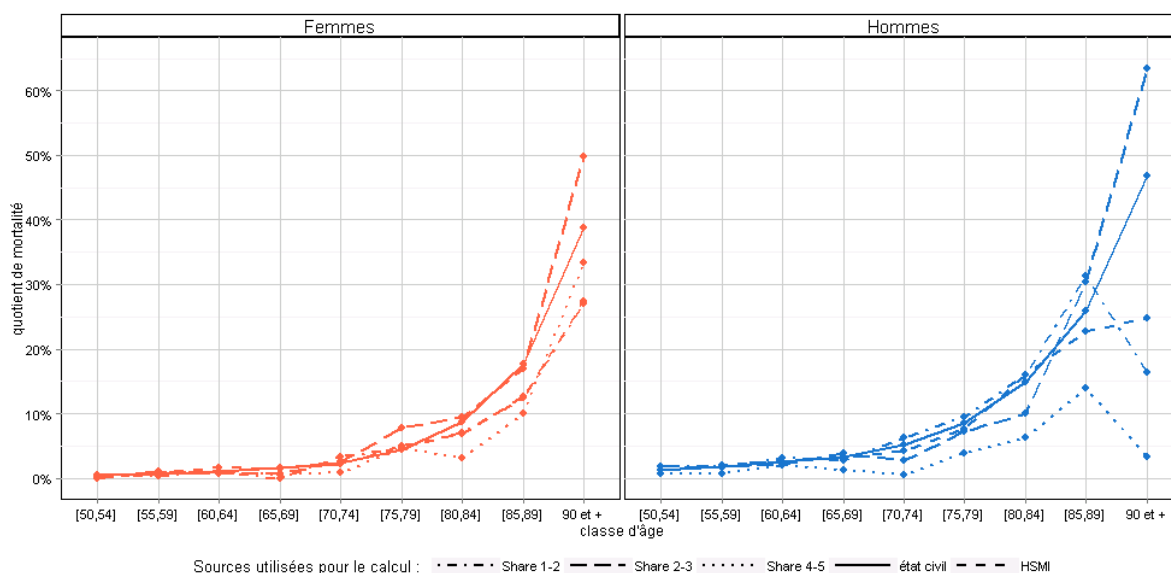
Source : enquête Share, vagues 2-4-5, pondération transversale ; enquête HSMI-volets ménages ordinaires et institutions. La vague 3 de l'enquête Share ne comporte pas de question sur les restriction dans les AVQ.

Note : les niveaux de restriction d'activité ne sont pas complètement comparables d'une enquête à l'autre, en raison des différences dans la conception des questions. On présente donc sur des graphiques séparés les niveaux obtenus dans les enquêtes Share et HSMI.

## C La mortalité dans l'enquête Share

Une attention particulière a été portée au repérage des dates décès dans l'enquête Share, afin de pouvoir intégrer dans le modèle Destinie de nouvelles équations de mortalité qui tiennent compte de l'état de santé. L'enquête prévoyant dans son protocole un questionnaire systématique de fin de vie auprès d'un proche des enquêtés décédés, les taux de mortalités issus de Share sont de l'ordre de grandeur des taux de mortalité observés à deux ans, au moins en ce qui concerne les transitions entre les vagues 1 et 2, et entre les vagues 2 et 3 ; ils sont en revanche plus bas pour les vagues 4 et 5, en particulier pour les hommes (voir le graphique 26). Les niveaux sont en revanche généralement trop faibles aux âges élevés. Les taux issus des vagues 1 et 2 de Share ont les mêmes niveaux voire sont plus élevés que ceux obtenus avec l'enquête Handicap Santé (enquête HSMI) de l'Insee et de la Drees, enquête qui bénéficie pourtant d'un appariement avec les registres de décès.

Graphique 26 – Comparaison des taux de mortalité par âge calculés à partir de l'enquête Share et des taux de décès à deux ans observés en 2008-2009



Source : Share, vagues 1-2, 2-3, et 4-5 pondération longitudinale 1. Insee, statistiques de l'état civil, tableau T74bis - Décès selon le sexe et l'âge en années révolues, calculs auteurs. La vague 3 de l'enquête Share ne comportant pas de question sur les restriction dans les AVQ, nous n'utilisons pas les taux de mortalité entre la vague 3 et 4.

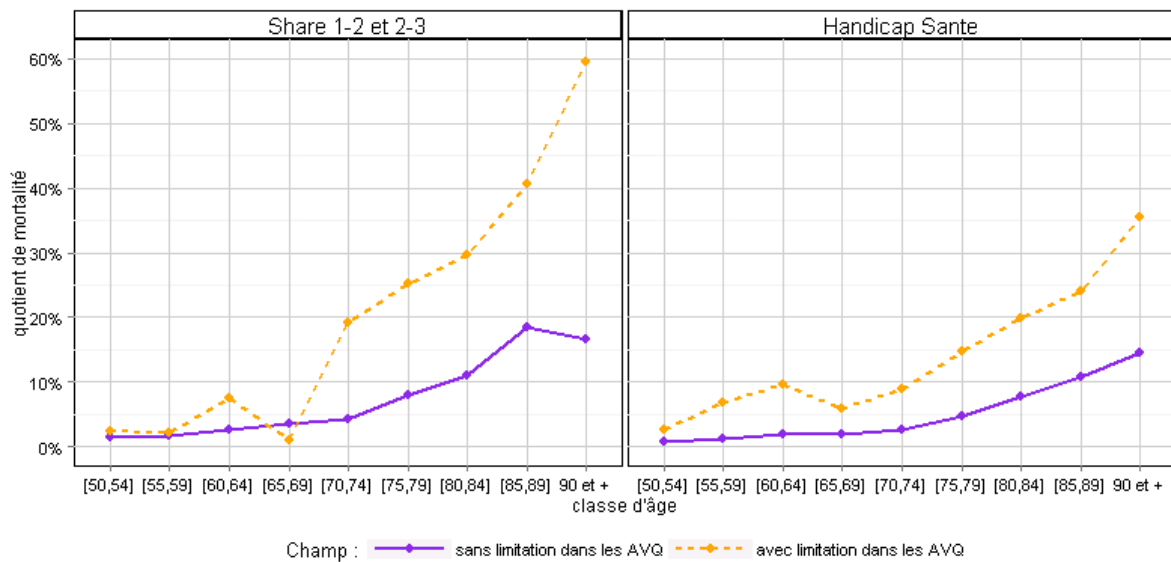
Note : Les taux de mortalité de Share 1-2 et de HSMI sont très proches pour les femmes.

Ce niveau généralement trop faible aux âges élevés par rapport aux observations issues de l'état civil n'est pas un problème en soi, car il est procédé dans Destinie à un recalage sur des quotients de mortalité donnés. Il pourrait en revanche poser problème si la non-déclaration des décès était corrélée avec l'état de santé. Cependant, l'attrition concernant la connaissance du statut vital à la vague suivante ne semble pas liée au fait de déclarer ou non une restriction dans les AVQ (voir le graphique 28). Du fait de la mortalité trop basse estimée entre les vagues 4-5, on se restreint malgré tout aux transitions entre les vagues 1-2 et 2-3 pour estimer les probabilités de décès.

Il est pertinent de faire dépendre ainsi le décès de la présence d'une restriction dans les AVQ

car le taux de mortalité par tranche d'âge dépend nettement de la présence d'une restriction dans les activités de la vie quotidienne (voir le graphique 27). Bien que les niveaux ne correspondent pas complètement entre les taux de mortalité avec et sans incapacité dans l'enquête Share et ceux issus de l'enquête HSMI<sup>13</sup>, il y a bien dans les deux cas une mortalité plus importante pour les personnes qui présentent une limitation que pour celles qui n'en présentent pas.

Graphique 27 – Comparaison des taux de mortalité par âge et suivant la présence d'une limitation dans les AVQ calculés à partir de l'enquête Share et de l'enquête HSMI



Source : enquête HSMI avec suivi de mortalité, et enquête Share, vagues 1-2 et 2-3, pondération longitudinale 1. La vague 3 de l'enquête Share ne comportant pas de question sur les restriction d'activité, nous n'utilisons pas les taux de mortalité entre la vague 3 et 4.

13. Ce point n'est pas un problème : une restriction dans les AVQ couvre des définitions différentes dans l'enquête Share et dans l'enquête HSMI. Cette différence est apparente dans le graphique 25.

## D Le calcul de pondérations longitudinales dans l'enquête Share

L'enquête Share n'est pas accompagnée de l'ensemble des pondérations longitudinales permettant une étude représentative des transitions : en particulier, les morts sont exclus du calcul des poids longitudinaux (De Luca *et al.*, 2015), ce qui ne permet pas d'utiliser ces poids pour l'étude de la mortalité. Nous avons recalculé deux séries de poids longitudinaux à l'aide des poids de sondage donnés. Pour l'étude de la mortalité d'une part, nous avons réalisé un calage du nombre de personnes dont on connaît le statut vital lors de la vague suivante d'interrogation sur le nombre de personnes de même sexe vivantes et de même âge quinquennal au moment de l'interrogation précédente<sup>14</sup>. Pour la seconde pondération longitudinale permettant l'étude des transitions entre incapacité et absence d'incapacité, les mêmes cales ont été utilisés, mais nous n'avons retenu que les personnes pour lesquelles l'état de santé est observé pour deux vagues successives<sup>15</sup>.

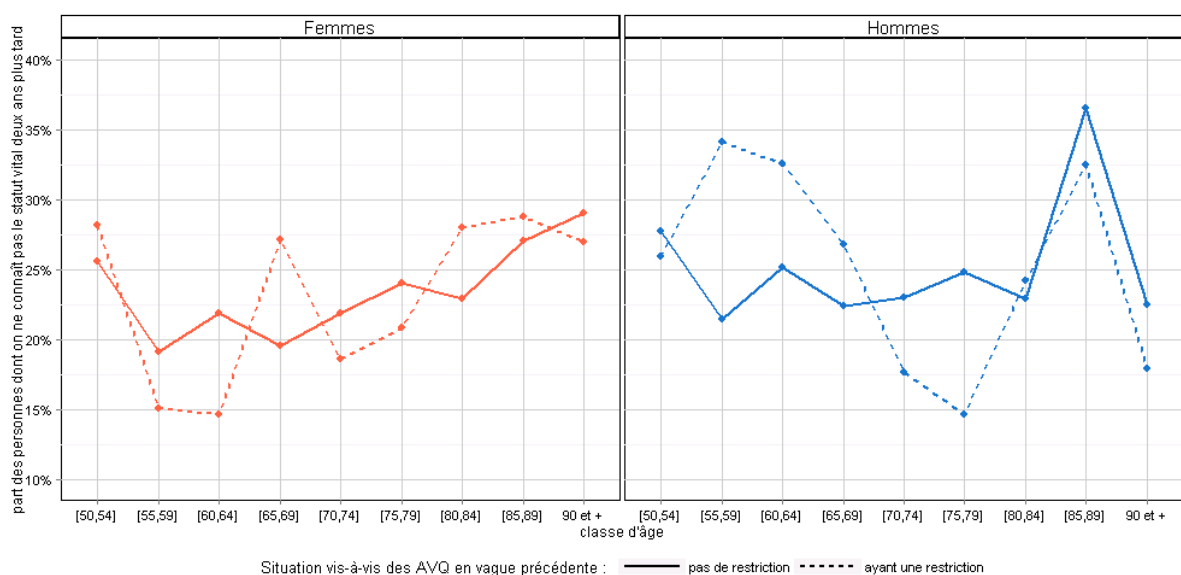
Ces pondérations permettent de corriger la non-réponse ou l'attrition aléatoire, mais pas une éventuelle attrition (ou non-réponse) corrélée aux variables d'intérêt. Si une telle attrition est à l'œuvre, elle semble être d'une ampleur modérée : par exemple, la connaissance du statut vital à la vague suivante ne dépend pas du statut vis-à-vis des restrictions dans les AVQ (voir le graphique 28).

---

14. Ces données précises ont été calculées à partir des Recensements de la population. Alors que les poids présents dans Share sont calculés par tranche de 10 ans et par régions (NUTS1) (De Luca *et al.*, 2015), nous avons préféré réaliser un calage par tranches de 5 ans au niveau national - et sexe. Dans un souci d'homogénéité, nous avons aussi recalculé les poids transversaux associés à nos échantillons. Ces calculs ont été réalisés à l'aide de la macro SAS© Calmar de l'Insee, disponible à l'adresse [http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=outils/calmar/accueil\\_calmar.htm](http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=outils/calmar/accueil_calmar.htm). Bien qu'il existe un débat sur la nécessité d'utiliser les pondérations dans les régressions (voir par exemple Davezies et D'Haultfoeuille (2009) et Solon *et al.* (2015)), nous avons ensuite utilisé ces pondérations pour les statistiques descriptives et les régressions.

15. Les deux pondérations longitudinales présentées peuvent notamment différer si l'on a connaissance du statut vital de quelqu'un sans qu'il ait répondu à l'enquête, par exemple s'il est manquant à la vague considérée, mais répondra à une vague suivante.

Graphique 28 – Attrition entre deux vagues concernant la connaissance du statut vital en fonction de l'âge et de la présence d'une restriction dans les AVQ



Source : enquête Share, vagues 1 à 2 et 4 à 5, pondération transversale. La vague 3 de l'enquête Share ne comporte pas de question sur les restriction dans les AVQ.

Lecture : L'attrition liée à la connaissance du statut vital correspond à la non-connaissance à la vague suivante de l'état de vie de la personne. Si la courbe en trait plein est systématiquement supérieure à la courbe en traits pointillés, cela indique un biais possible de l'attrition, possiblement corrélée avec le statut vis-à-vis de la restriction dans les AVQ.

## 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	Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	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	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	analyse économique des politiques française et allemande
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	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 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Équipes AMADEUS (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	L. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty. When is there a Value of Waiting?
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantes	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNER Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	B. CREPON 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	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	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. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIE Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9506	D. GOUX - E. MAURIN Persistance des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9507	D. GOUX - E. MAURIN Persistance of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIE Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	J. GAUTIE Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	Bis	Persistance of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	J.L. BRILLET Micro-DMS	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prédiction - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, 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 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	L. BLOCH - B. CŒURÉ Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	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 tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	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	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement	G 9606	C. DOZ - F. LENGIART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE		G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Economiques - 1997	Bis	Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?	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 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	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 Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANIFERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général	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 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	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 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France: réfile-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 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOUROUGANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire	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 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises	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 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A paraitre	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 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	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	Une estimation sur données françaises A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	D. ENCAOUA - J. PRABEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	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 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	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 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation	G 9806	J. ACCARDO - M. JASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Évaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassament			G 9910	Ch. COLIN - F. 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 ?
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?			G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Economiques - 1996			G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages

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	G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	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	G2002/01	F. MAGNIEU - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	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 ?	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/03	J. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité	G2002/03	G. 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	G2004/08	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	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétrapolation 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	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	G2002/05	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	P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	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	G2002/06	C. AUDENIS - 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	G2004/11	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	G2002/07	J. BARDAJ - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité	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	G2002/08	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	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/09	Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résument-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJ - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/10	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	G2003/09	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	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	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/12	R. CONVENEVOLÉ - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	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	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/14	I. ROBERT-BOBEE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distribution analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	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
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du Panel européen des ménages »	G2002/15	J.-Y. FOURNIER - P. GIOVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/16				G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
						G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE



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 boucle 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 Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERICQ - V. MARCUS Élasticité-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 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. POULIQUEN - 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. RATHÉLOT - 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 DESTINÉ	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. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHÉLOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de testing ?
G2005/16	H. RAOUI - 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 continu : 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. RATHÉLOT 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 de la croissance trimestrielle du PIB en France
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. OUVARD - R. RATHÉLOT 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 MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 - Version avec volumes à prix constants
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVARD 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 seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	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	G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset
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	G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail	G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?	G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2007/11	R. RATHÉLOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?	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	G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
		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		

G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAÏN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry: Evidence from French data
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2013/12	C. GRISLAIN-LETREMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
G2010/11	R. RATHÉLOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyau pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICIS French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
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	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinée 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2013/15	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinée 2 : guide de l'utilisateur	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	G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinée II : rebasage et projection
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHÉLOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French 'Bonus/Malus'	G2014/03	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1988
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	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPEGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence from French Firms	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
G2011/01	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	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?	G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones	G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
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	G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises	G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior	G2014/09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France	G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?
G2011/06	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	G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJ - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICIS Wage Resilience in France since the Great Recession
		G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français	G2014/12	F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOUAL Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates
		G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach	G2014/13	H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows

G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010	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	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA décourageant-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans	G2013/02- F1302	C. TREVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?	G2014/03	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1988
G2012/10	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 Destinée	G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models	G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique	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	G2014/05	C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATOSSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGINIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008	G2013/05	G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance	G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	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 ?	G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
G2012/14	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms	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	G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
G2012/15	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years	G2014/09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
G2012/16	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy	G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?
G2012/17	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	G2013/10	G. LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?	G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJ - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICIS Wage Resilience in France since the Great Recession

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. BARDAJ - J.-C. BRICONGNE - B. CAMPAGNE - G. GAULLIER Compared performances of French companies on the domestic and foreign markets
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 NIUS The redistributive effect of online piracy on the box office performance of American movies in foreign markets
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?
G2015/02	Y. DUBOIS - A. MARINO Indicateurs de rendement du système de retraite français	G2015/19	M. POULHES Fenêtre sur Cour ou Chambre avec Vue ? Les prix hédoniques de l'immobilier parisien
G2015/03	T. MAYER - C. TREVIEN The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region	G2016/01	B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Time to smell the roses? Risk aversion, the timing of inheritance receipt, and retirement
G2015/04	S.T. LY - A. RIEGERT Measuring Social Environment Mobility	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
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 ?	G2016/03	C. BONNET - B. GARBINTI - A. SOLAZ Gender Inequality after Divorce: The Flip Side of Marital Specialization - Evidence from a French Administrative Database
G2015/06	Y. DUBOIS - A. MARINO Disparités de rendement du système de retraite dans le secteur privé : approches intergénérationnelle et intragénérationnelle	G2016/04	D. BLANCHET - E. CAROLI - C. PROST - M. ROGER Health capacity to work at older ages in France
G2015/07	B. CAMPAGNE - V. ALHENC-GELAS - J.-B. BERNARD No evidence of financial accelerator in France	G2016/05	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER MELEZE: A DSGE model for France within the Euro Area
G2015/08	Q. LAFFÊTER - M. PAK Élasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France	G2016/06	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Laffer curves and fiscal multipliers: lessons from Mélièze model
G2015/09	J.-M. DAUSSIN-BENICHOUI, S. IDMACHICHE, A. LEDUC et E. POULIQUEN Les déterminants de l'attractivité de la fonction publique de l'Etat	G2016/07	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Structural reforms in DSGE models: a case for sensitivity analyses
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 ?	G2016/08	Y. DUBOIS et M. KOUBI Relèvement de l'âge de départ à la retraite : quel impact sur l'activité des seniors de la réforme des retraites de 2010 ?
G2015/11	V. DORTET-BERNADET - M. SICSIC Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises	G2016/09	A. NAOUAS - M. ORAND - I. SLIMANI HOUTI Les entreprises employant des salariés au Smic : quelles caractéristiques et quelle rentabilité ?
G2015/12	S. GEORGES-KOT Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France	G2016/10	T. BLANCHET - Y. DUBOIS - A. MARINO - M. ROGER Patrimoine privé et retraite en France
G2015/13	M. POULHES Are Enterprise Zones Benefits Capitalized into Commercial Property Values? The French Case	G2016/11	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final consumption in employment: an Input-Output decomposition
G2015/14	J.-B. BERNARD - Q. LAFFÊTER Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socioprofessionnelles	G2017/01	D. FOUGÈRE - E. GAUTIER - S. ROUX Understanding Wage Floor Setting in Industry-Level Agreements: Evidence from France
G2015/15	C. GEAY - M. KOUBI - G. de LAGASNERIE Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Destinée	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

G2017/03	A. CAZENAVE-LACROUITZ - F. GODET L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinée
----------	--