

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES

Séance plénière du 8 juillet 2021 à 10h00

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

Document n° 6
<i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i>

Les tables de mortalité des populations AGIRC et ARRCO

AGIRC-ARRCO

DT 2020-46

2 juin 2020

Les tables de mortalité des populations AGIRC et ARRCO

Résumé :

Lors de réalisation des projections financières, la Direction Technique utilise des tables de mortalité pour estimer l'espérance de vie des allocataires de l'Agirc-Arrco (et donc le temps passé à la retraite). Des travaux ont été récemment menés sur l'étude de la mortalité avec un double objectif. D'une part, améliorer et fiabiliser les modèles actuels de projection en actualisant les tables de mortalité utilisées actuellement (projections 2017 INSEE pour le modèle ex-Arrco, et table spécifique pour le modèle ex-Agirc basée sur la mortalité des cadres observée entre 2008 et 2012 et les projections Insee 2010). D'autre part, créer des tables de mortalité propre à chaque sous-population de l'Agirc-Arrco dans le but de les utiliser dans le cadre du modèle de microsimulation, futur outil de projection du régime.

Les données sur la mortalité de la population AGIRC-ARRCO sont extraites de notre Base de Référence 2016 (base de données exhaustives sur la population affiliée à l'Agirc-Arrco en 2016 - actifs et retraités), à partir de laquelle nous avons pu construire des tables de mortalité statiques, différenciées selon le statut cadre/non cadre. Pour obtenir des tables prospectives, la méthode dite de Brass a été mobilisée. Cette méthode permet d'avoir des taux de mortalité spécifiques à la population AGIRC-ARRCO corrélés à l'évolution des taux de mortalité renseignés dans les tables de mortalité générationnelles de l'INSEE, issues des projections de population de l'INSEE 2017. Plusieurs tests ont été menés pour valider la méthode retenue et donner des mesures de sensibilité en comparant des projections réalisées avec différentes tables de mortalité (mesures des écarts sur les effectifs d'allocataires de droit direct et charges financières).

Les tests réalisés semblent indiquer que la mise à jour des données de mortalité ex-AGIRC devrait réduire les charges. Entre 2020 et 2070, les économies de charges générées par la réestimation de la mortalité de la population de cadres retraités sont évaluées à 0,4 milliard d'euros par an (soit près de 19 Milliards d'euros en cumul sur la période). La mise à jour de la table de mortalité ex-ARRCO devrait augmenter les charges du régime. Entre 2020 et 2070, les charges supplémentaires engendrées par la réestimation de la mortalité de la population ARRCO devraient atteindre environ 0,3 milliard d'euros par an (soit près de 15 Milliards d'euros en cumul sur la période).

L'effet global de cette mise à jour des tables de mortalité sur les charges du régime devrait donc s'avérer assez faible : moins de 0,1 Md€ en moyenne sur les masses annuelles d'allocations.

Table des matières

1	Introduction.....	3
2	Les données.....	5
2.1	La table de mortalité générationnelle INSEE 2013 – 2070.....	5
2.2	La Base de Référence 2016 (BdR2016).....	5
2.2.1	Les caractéristiques de la BdR2016.....	5
2.2.2	Les quotients de mortalité dans la BdR2016.....	6
3	La relation entre la mortalité de la population générale et la mortalité de chaque catégorie de la population AA.....	8
3.1	La stationnarité de $QINSEE, S, Y t$ et $QR, S, Y t$	9
3.2	Validation de la relation entre $QINSEE, S, Y t$ et $QR, S, Y t$ sur la période récente.....	10
3.3	Prédire les futures valeurs des quotients de mortalité.....	11
4	La table de mortalité AGIRC.....	11
4.1	Les taux de mortalité avant 62 ans.....	11
4.2	Les taux de mortalité entre 62 et 95 ans en prospective.....	12
4.3	Les taux de mortalité aux âges élevés.....	14
4.4	Tests de sensibilité.....	17
5	La table de mortalité ARRCO.....	22
5.1	Les taux de mortalité avant 62 ans.....	22
5.2	Les taux de mortalité entre 62 et 95 ans en prospective.....	22
5.3	Les taux de mortalité aux âges élevés.....	24
5.4	Tests de sensibilité.....	25
6	Conclusion.....	30

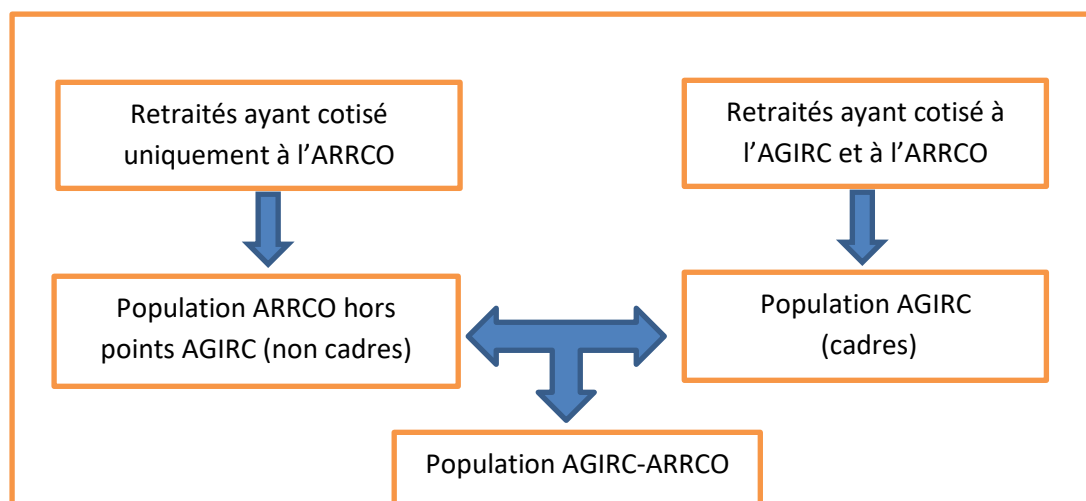
1 Introduction

Actuellement, la fédération AA mobilise le modèle OPERA pour réaliser les projections de charges et de cotisations de la population auparavant affiliée à l'AGIRC et le modèle ARRCO pour effectuer le même exercice sur la population auparavant affiliée à l'ARRCO. A cet effet, le modèle OPERA dispose d'une table de mortalité spécifique à la population de cadres pour simuler la mortalité de cette dernière. Cette table de mortalité a été construite en 2014 et fournit les quotients de mortalité de la population de cadres, homme et femme, âgés de 15 à 120 ans entre 2007 et 2060. Le modèle ARRCO exploite la table de mortalité générationnelle INSEE 2013-2070 pour simuler la mortalité de la population affiliée à ce régime. Le modèle ARRCO suppose que les taux de mortalité de la population ARRCO sont juste égaux aux taux de mortalité de la population française générale.

La Direction Technique (DT) a mis à jour ces deux tables de mortalité. Les raisons de cette mise à jour sont les suivantes. Premièrement, des données plus riches et plus exhaustives sur la mortalité de la population AGIRC-ARRCO (AA par la suite) sont maintenant disponibles. Ces nouvelles données sont regroupées dans la Base de Référence 2016. Cette nouvelle source de données, qui est présentée dans la Section 2, a été élaborée pour constituer une base de données exhaustives de la population affiliée au régime AA. Elle contient des informations précises et exhaustives sur la date de naissance, la date de décès (pour les personnes décédées), la date de liquidation des droits, le type de droits liquidés ainsi que le régime assurant le paiement de ces droits (pour les personnes retraitées), informations utiles pour étudier la mortalité de la population AA. Deuxièmement, une version plus récente de la table de mortalité générationnelle INSEE existe depuis 2017. Les caractéristiques de cette nouvelle table de mortalité générationnelle INSEE sont détaillées dans la Section 2.1. Par conséquent, en exploitant les données récentes sur la mortalité de la population AA et en mobilisant la dernière table de mortalité générationnelle de l'INSEE, la DT est en capacité (i) de mieux caractériser la mortalité de la population AA et (ii) de prendre en considération les dernières évolutions de la mortalité de la population française générale dans les tables de mortalité spécifiques à la population AA.

La mise à jour des tables de mortalité a aussi été une occasion pour établir une table de mortalité spécifique à chaque catégorie de la population AA. En effet, avant la mise en place du régime unique, deux catégories de population composaient les affiliés de l'AA : la population AGIRC et la population AGIRC-ARRCO. La population AGIRC est composée de toutes les personnes cadres. La population AGIRC-ARRCO est constituée de tous les affiliés au régime ARRCO y compris les cadres. Une troisième population sur laquelle une table de mortalité a également été estimée est celle des personnes non affiliées à l'Agirc (les non cadres).

Schéma : Les populations AGIRC et ARRCO



Ces catégories de population se distinguent par leur mortalité. Comme les Sections 4 et 5 le soulignent, la population AGIRC a une mortalité plus faible que celle de la population ARRCO. Cette dernière a une mortalité très proche de la population française générale. La DT a donc profité de cette mise à jour pour constituer une table de mortalité spécifique à chaque catégorie de population¹. La création de ces tables de mortalité différenciée revêt également un intérêt pour le futur outil de projection de l'Agirc-Arrco, un modèle de microsimulation pour lequel on pourra donc appliquer à chaque individu des quotients de mortalité spécifique à son profil (cadre ou non-cadre), plutôt que d'appliquer une mortalité identique à l'ensemble de la population. Cette différenciation a en effet de l'importance dans le cadre des projections de charges du régime car plusieurs études ont montré que les personnes avec les plus hauts revenus ont des taux de mortalité inférieurs aux personnes avec des bas revenus.

La méthode retenue pour constituer les tables de mortalité spécifiques aux deux catégories de population est la méthode de Brass. Deux raisons expliquent ce choix. Premièrement, la méthode de Brass est celle qui a été mobilisée pour construire la dernière table de mortalité de la population AGIRC. En utilisant la même méthode, la DT souhaite avoir une cohérence méthodologique dans le processus de mise à jour de la table de mortalité AGIRC. Cette procédure assure par ailleurs une meilleure évaluation de l'effet de la mise à jour de la table de mortalité dans les futures projections. Deuxièmement, comme la Section 3 le souligne, la méthode de Brass permet de calculer des taux de mortalité qui respectent les évolutions de la mortalité de la population française générale à moyen et long terme. Les taux de mortalité fournis par la méthode de Brass sont corrélés aux taux de mortalité renseignés dans les tables de mortalité générationnelle INSEE. Cette méthode empêche que les taux de mortalité différenciés divergent de la tendance renseignée dans les tables de mortalité de l'INSEE notamment aux âges élevés.

Les effets de la mise à jour de la table de mortalité AGIRC sont présentés dans la Section 4. Il semblerait que la mortalité des hommes cadres retraités soient plus élevée que retenue jusqu'ici entre 2020 et 2056, puis plus faible à partir de 2056. Cette hausse de la mortalité devrait réduire de 21 000 individus l'effectif moyen d'hommes cadres retraités de droit direct sur la période. Par ailleurs, contrairement à ce que la table de mortalité AGIRC 2014 avait prévu, la mortalité des femmes cadres retraitées devraient être plus forte que prévu entre 2020 et 2070. Cet écart de mortalité devrait se traduire par une réduction de l'effectif moyen de femmes cadres retraitées de droit direct de 40 000 individus par rapport à la table de mortalité AGIRC 2014. Ces différentes évolutions devraient engendrer une baisse des charges entre 2020 et 2064, puis une légère hausse en toute fin de période. Sur l'intervalle 2020-2070, la mise à jour des données de mortalité devrait réduire les charges de 370 millions d'euros constants en moyenne chaque année. Sur toute la période de projection, les économies de charges cumulées générées par la réestimation de la mortalité de la population de cadres retraités sont évaluées à environ 18,7 Milliards d'euros constants.

Les effets de la mise à jour de la table de mortalité ARRCO sont présentés dans la Section 5. Il semblerait que sa mise à jour de la table de mortalité ARRCO ne devrait pas modifier la structure par âge et par sexe de la population de retraités du régime. En revanche, il semblerait que l'ancienne table de mortalité ARRCO ait sous-estimé la mortalité des hommes entre 55 et 90 ans puis surestimé cette même mortalité après 90 ans. Par ailleurs, il semblerait que l'ancienne table de mortalité ait surestimé la mortalité des femmes retraitées de l'ARRCO sur toute la période de projection. En tout, la mise à jour de la table de mortalité ARRCO devrait augmenter les charges du régime sur toute la période de projection. En moyenne, à chaque période, les charges calculées à partir de la nouvelle table de mortalité sont 0,4% supérieures aux charges estimées avec l'ancienne table, soit 290 millions d'euros de charges supplémentaires en moyenne chaque année. Entre 2020 et 2070, les charges cumulées

¹ Les éléments sur la mortalité de la population ARRCO hors points AGIRC ne figurent pas dans cette note. Dans le modèle ARRCO actuel, la distinction entre la population AGIRC et la population ARRCO hors points AGIRC n'est pas présente.

supplémentaires engendrées par la réestimation de la mortalité de la population ARRCO devraient atteindre plus de 14,8 Milliards d'euros constants.

Au total, pour le régime Agirc-Arrco, cela devrait se traduire par une réduction des charges cumulées entre 2020 et 2070 d'environ 3,9 milliards d'euros constants.

Le reste de cette note se structure comme suit. La Section 2 présente les données mobilisées pour construire les tables de mortalité des deux catégories de population. La Section 3 détaille la procédure appliquée pour exploiter la méthode de Brass afin d'obtenir les tables de mortalité différenciée. La Section 4 détaille la nouvelle table de mortalité AGIRC et décrit les résultats de simulation obtenus avec cette nouvelle table. La Section 5 présente la nouvelle table de mortalité ARRCO ainsi que les effets de cette nouvelle table sur le modèle ARRCO. La Section 6 conclut.

2 Les données

Pour avoir des tables de mortalité différenciée pour les deux catégories de populations, il est nécessaire de disposer des informations sur la mortalité de la population française générale et la mortalité de chaque catégorie de population affiliée à l'AA. Les informations sur la mortalité de la population française générale sont extraites des quotients de mortalités issus de la table de mortalité générationnelle INSEE 2013 – 2070 parue en 2017. Les caractéristiques principales de cette table sont présentées dans la Section 2.1. Les informations sur la mortalité des deux catégories de population affiliée à l'AA sont déduites de la Base de référence 2016. Les particularités de cette base de données sont détaillées dans la Section 2.2.

2.1 La table de mortalité générationnelle INSEE 2013 – 2070

La table de mortalité générationnelle INSEE 2013 – 2070 est issue des projections de population de l'INSEE de 2017. Cette table fournit les quotients de mortalité de la population française générale pour chaque âge et chaque sexe sur la période 2013-2070.

2.2 La Base de Référence 2016 (BdR2016) Agirc-Arrco

La Base de Référence 2016 a initialement été élaborée pour constituer une base de données exhaustives de la population affiliée au régime AA en 2016. Cette base de données exhaustives a ensuite été exploitée pour tirer un échantillon représentatif de la population AA, échantillon mobilisé par le modèle de microsimulation de l'AA pour réaliser des projections à court, moyen et long terme.

2.2.1 Les caractéristiques de la BdR2016

En tout, 63,8 millions individus forment la BdR2016 dont :

- 13,3 millions d'allocataires ;
- 23,7 millions d'actifs ayant au moins acquis des droits en 2016 ;
- 21,7 millions de personnes radiées ;
- 5,1 millions de personnes décédées mais ayant été affiliées à l'AA avant leur décès.

Pour chacun de ces individus, la BdR2016 contient des informations sur :

- son état civil (année de naissance, pays de naissance, genre, date de décès) ;
- son statut dans le régime (retraité, actif, radié ou décédé) ;

- l'ensemble des droits qu'il a pu acquérir depuis son affiliation (nombre de points accumulés par tranche et par régime) ;
- les différentes dates inhérentes à ces droits (date de début d'affiliation, date de liquidation des droits, ...) ;
- le type de droits perçus par l'affilié s'il possède un statut de retraité (droit direct, droit dérivé, cumul des deux, ...) ;
- le ou les régimes auxquels l'individu est affilié (AGIRC, ARRCO uniquement, ARRCO y compris AGIRC).

Etant donné que la BdR2016 contient des informations précises et exhaustives sur la date de naissance, la date de décès (pour les personnes décédées), la date de liquidation des droits, le type de droits liquidés ainsi que le régime assurant le paiement de ces droits (pour les personnes retraitées), il est possible de calculer des quotients de mortalité différenciée en exploitant l'ensemble de ces informations.

2.2.2 Les quotients de mortalité dans la BdR2016

Soit $Q_{R,S,Y}^t$ le quotient de mortalité de la population du régime $R \in \{AGIRC, ARRCO, ARRCO \text{ sans } AGIRC\}$, de sexe $S \in \{H, F\}$ et d'âge $Y \in \{62, \dots, 95\}$ à la période t tel que :

$$Q_{R,S,Y}^t = \frac{D_{R,S,Y}^t}{P_{R,S,Y}^{t-1} + w_S^t E_{R,S,Y}^t} \quad (1)$$

avec :

- $D_{R,S,Y}^t$ le nombre de personnes décédées parmi les retraités du régime $R \in \{AGIRC, ARRCO, ARRCO \text{ sans } AGIRC\}$, de sexe $S \in \{H, F\}$ et d'âge $Y \in \{62, \dots, 95\}$ à la période t ,
- $P_{R,S,Y}^{t-1}$ le nombre de retraités au sein du régime $R \in \{AGIRC, ARRCO, ARRCO \text{ sans } AGIRC\}$, de sexe $S \in \{H, F\}$ et d'âge $Y \in \{62, \dots, 95\}$ au 31 Décembre de la période $t-1$,
- $E_{R,S,Y}^t$ le nombre de nouveaux retraités dans le régime $R \in \{AGIRC, ARRCO, ARRCO \text{ sans } AGIRC\}$, de sexe $S \in \{H, F\}$ et d'âge $Y \in \{62, \dots, 95\}$ à la période t ,
- w_S^t le poids des nouveaux allocataires parmi tous les retraités de sexe $S \in \{H, F\}$ à la période t .

Ainsi, en appliquant la relation (1) aux effectifs de retraités de droits directs (DD par la suite) de chaque catégorie de retraités observés dans la BdR2016, il est possible de calculer $Q_{R,S,Y}^t$.

Dans la BdR2016, sont considérés comme retraités de DD, les individus :

- allocataires,
- n'étant pas des IEG,
- percevant une pension de DD ou cumulant une pension de DD et une pension de droit dérivé (DR par la suite),
- n'étant pas éligibles au versement forfaitaire unique (VFU par la suite)².

Parmi ces retraités de DD, les retraités du régime AGIRC sont constitués des individus percevant une pension au titre des points cumulés dans ce régime. Ces individus forment la population AGIRC. Les retraités du régime ARRCO sont composés des personnes percevant une pension au titre des points cumulés à l'ARRCO. Ces personnes constituent la population ARRCO.

² Les VFU sont caractérisés par un nombre de points trop faibles pour bénéficier d'une pension de rente. Une fois qu'ils perçoivent leur capital, ils ne font plus parti du stock d'effectifs de retraités du régime. C'est la raison pour laquelle ils sont exclus du champ d'analyse.

Parmi les retraités de DD de chaque catégorie de population :

- les retraités décédés à la période t sont formés de toutes les personnes dont l'année de décès est l'année t tout en sachant que l'année de liquidation des droits est inférieure ou égale à t . L'ensemble de ces personnes permet de comptabiliser $D_{R,S,Y}^t$.
- Les retraités présents à la période $t-1$ sont constitués de toutes les personnes dont l'année de décès est supérieure à l'année $t-1$ tout en sachant que l'année de liquidation des droits est inférieure ou égale à $t-1$. L'ensemble de ces personnes permet de comptabiliser $P_{R,S,Y}^t$.
- Les nouveaux retraités à la période t sont formés de toutes les personnes dont l'année de liquidation des droits est juste égale à t . L'ensemble de ces personnes permet de comptabiliser $E_{R,S,Y}^t$.

En appliquant ces filtres, $D_{R,S,Y}^t$, $P_{R,S,Y}^t$ et $E_{R,S,Y}^t$ sont calculés pour les populations AGIRC et ARRCO sur la période 2009-2016. La composition de la population de retraités AGIRC âgées de 62 à 80 ans en 2016 est par exemple reportée dans le Tableau 1.

L'attribution d'une valeur numérique à $D_{R,S,Y}^t$, $P_{R,S,Y}^t$ et $E_{R,S,Y}^t$ permet ensuite d'exploiter la relation (1) pour calculer les quotients de mortalité de chaque catégorie de population. Les graphiques de la Figure 1 montrent l'évolution des Qx calculés pour chaque catégorie de population âgée de 62 à 110 ans entre 2009 et 2016 pour chaque sexe.

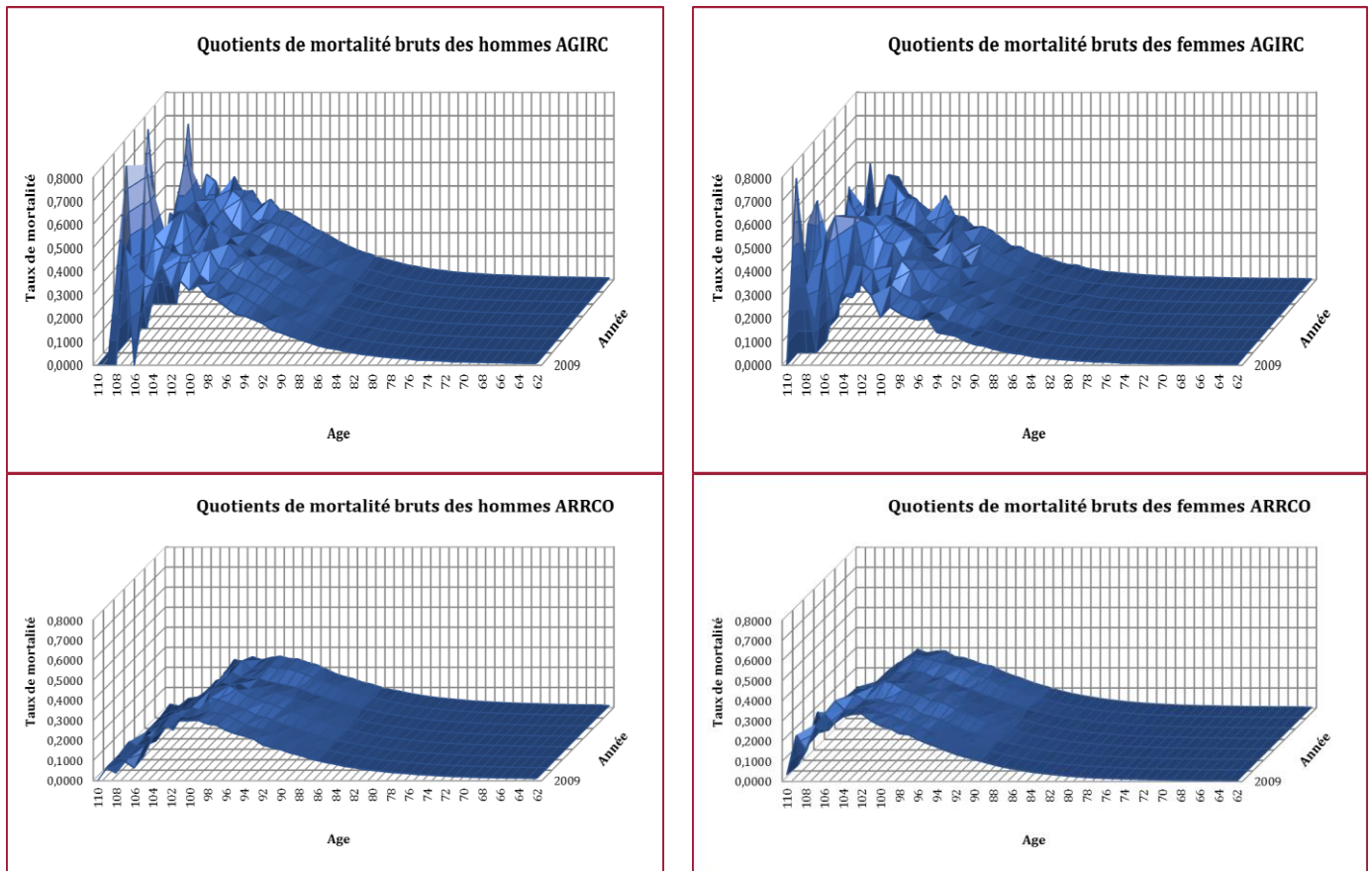
Tableau 1: Population AGIRC en 2016

Age en 2016	Nombre de présents		Nombre de décès		Nombre d'entrée	
	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme
62	46079	17704	388	81	26097	17457
63	74245	36464	629	144	8199	3599
64	86261	40430	748	187	5458	2356
65	92329	41788	882	193	7890	4903
66	105445	49166	1040	236	3622	1920
67	111473	50744	1234	253	1390	634
68	110048	47692	1228	259	882	429
69	109156	45602	1359	275	557	224
70	102822	41031	1454	254	469	199
71	75315	29046	1122	218	197	90
72	74616	28069	1230	232	117	50
73	72090	25626	1345	252	83	22
74	65241	22336	1266	213	62	27
75	55924	18485	1192	204	30	22
76	54133	17371	1304	205	36	11
77	54080	16715	1434	240	24	11
78	51677	15432	1514	244	13	4
79	48080	14078	1542	254	4	7
80	44747	13373	1686	271	12	2

Source: BdR2016

Filtre : Retraité AGIRC en 2016

Figure 1: Quotients de mortalité bruts



3 La relation entre la mortalité de la population générale et la mortalité de chaque catégorie de la population AA

Les $Q_{R,S,Y}^t$ étant calculés dans la Section 2.2.2 pour les populations AGIRC et ARRCO, âgées de 62 à 110 ans, pour chaque sexe entre 2009 et 2016, il est maintenant possible de mettre en évidence la relation entre la mortalité de la population française générale caractérisée par les Q_x INSEE et la mortalité de chaque catégorie de la population AA approximée par $Q_{R,S,Y}^t$. Cette relation est caractérisée par l'Equation (2) :

$$\text{logit}(Q_{R,S,Y}^t) = \alpha + \beta \text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t) + \varepsilon \quad (2)$$

avec :

- $Q_{R,S,Y}^t$ le quotient de mortalité de la population du régime $R \in \{AGIRC, ARRCO, ARRCO \text{ sans } AGIRC\}$, de sexe $S \in \{H, F\}$ et d'âge $Y \in \{62, \dots, 95\}$ à la période t ,
- $Q_{INSEE,S,Y}^t$ le quotient de mortalité de la population INSEE, de sexe $S \in \{H, F\}$ et d'âge $Y \in \{62, \dots, 95\}$ à la période t ,
- α une constante,
- β le coefficient de corrélation entre $\text{logit}(Q_{R,S,Y}^t)$ et $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$,
- ε un terme d'erreur.

Les propriétés de la fonction *logit* sont telles que l'Equation (2) peut aussi s'écrire comme suit :

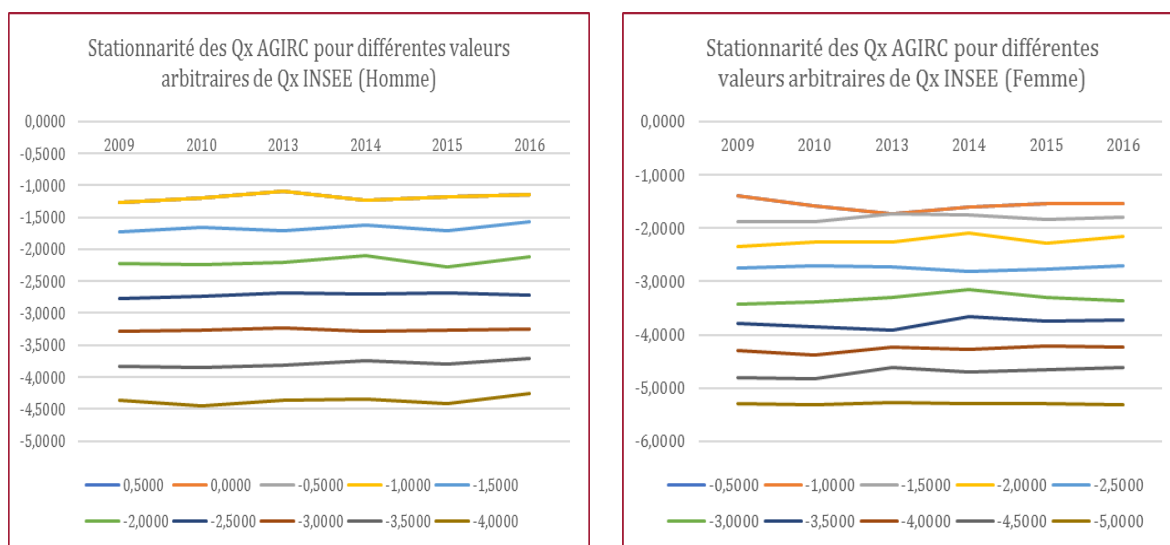
$$\ln\left(\frac{Q_{R,S,Y}^t}{1 - Q_{R,S,Y}^t}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{Q_{INSEE,S,Y}^t}{1 - Q_{INSEE,S,Y}^t}\right) + \varepsilon \quad (3)$$

Il apparaît à travers cette relation qu'à chaque valeur de $Q_{INSEE,S,Y}^t$ correspond une valeur de $Q_{R,S,Y}^t$. Ceci implique que si l'équation (3) est vérifiée sur la période récente alors elle peut être mobilisée pour prédire les différentes valeurs de $Q_{R,S,Y}^t$ dans le futur à partir des projections de $Q_{INSEE,S,Y}^t$. Toutefois, cette méthode n'est valable que si la relation entre les $Q_{INSEE,S,Y}^t$ et les $Q_{R,S,Y}^t$ est stable sur la période récente, c'est-à-dire stationnaire. La stationnarité de ces deux variables garantit que ces dernières varient dans le même sens.

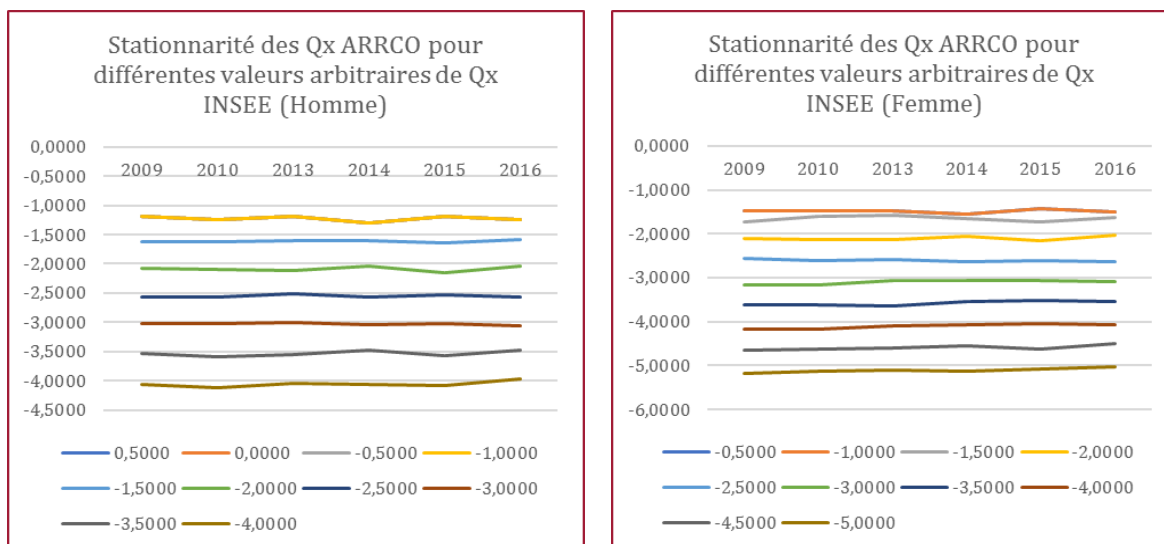
3.1 La stationnarité de $Q_{INSEE,S,Y}^t$ et $Q_{R,S,Y}^t$

L'illustration de la stationnarité des $\text{logit}(Q_{R,S,Y}^t)$ et $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ est reportée dans les graphiques de la Figure 2. Il apparaît dans ces graphiques que pour différentes valeurs arbitraires mais fixes dans le temps de $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ il existe, chaque année entre 2009 et 2016, une valeur correspondante de $\text{logit}(Q_{R,S,Y}^t)$ entre 62 et 95 ans³. Ce qui confirme la stationnarité de la relation entre $\text{logit}(Q_{R,S,Y}^t)$ et $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ sur cette tranche d'âge. Le dernier graphique montre par exemple que pour un $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ chez les femmes égale à -4,5 il existe un logit Qx ARRCO qui oscille entre -4,4991 et -4,6405 entre 2009 et 2016. Ces valeurs correspondent aux logit Qx ARRCO observés chez les femmes âgées de 72 à 73 ans entre 2009 et 2016.

Figure 2: Stationnarité des quotients de mortalité



³ Pour les hommes, la stationnarité est analysée pour une valeur des $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ variant de -4,5 (valeur prise par $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ entre 62 et 63 ans) à -1,0 (valeur prise par $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ entre 96-97 ans) avec un pas de 0,5. Pour les femmes, la stationnarité est analysée pour une valeur des $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ variant de -5,0 (valeur prise par $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ entre 66 et 67 ans) à -1,0 (valeur prise par $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ à 98 ans) avec un pas de 0,5.



3.2 Validation de la relation entre $Q_{INSEE,S,Y}^t$ et $Q_{R,S,Y}^t$ sur la période récente

Etant donné que les $\text{logit}(Q_{R,S,Y}^t)$ et $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ sont stationnaires entre 62 et 95 ans chez les hommes et les femmes appartenant aux deux catégories de population entre 2009 et 2016, l'estimation de l'Equation (2) a été réalisée sur la même période afin de mettre en évidence la corrélation entre $\text{logit}(Q_{R,S,Y}^t)$ et $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$. Nos estimations mettent en exergue une corrélation très forte entre $\text{logit}(Q_{R,S,Y}^t)$ et $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ pour les deux catégories de population comme indiqué dans le Tableau 2. En général, les variations de $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ expliquent plus de 99% des variations de $\text{logit}(Q_{R,S,Y}^t)$ entre 2009 et 2016, chez les hommes et chez les femmes, pour les deux catégories de population ($R^2 \approx 0,99$ pour les deux catégories de population).

L'estimation de l'Equation (2) par régression linéaire a aussi permis de calculer les valeurs des paramètres α et β en minimisant la somme des carrés des résidus, c'est-à-dire :

$$(\hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \underset{x,N}{\operatorname{argmin}} \sum \left(\text{Logit}(Q_{R,S,Y}^t) - \alpha - \beta \times \text{Logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t) \right)^2 \quad (4)$$

Les différentes valeurs de $(\hat{\alpha}, \hat{\beta})$ sont reportées dans le Tableau 2.

Tableau 2: Résultats de l'estimation de l'Equation (2)

	Catégorie de population			
	AGIRC		ARRCO	
	Homme	Femme	Homme	Femme
$\hat{\alpha}$	0,0061	-0,1836	-0,0754	-0,0549
$\hat{\beta}$	1,0765	1,0106	0,9752	0,9971
R^2	0,9984	0,9963	0,9988	0,9986

3.3 Prédire les futures valeurs des quotients de mortalité

Etant donné que l'estimation de l'Equation (3) a permis de valider la stationnarité des quotients de mortalité et a mis en évidence la corrélation entre $\text{logit}(Q_{R,S,Y}^t)$ et $\text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)$ sur la période 2009-2016, cette équation peut être mobilisée pour prédire les futures valeurs de $Q_{R,S,Y}^t$ à partir des projections de $Q_{INSEE,S,Y}^t$.

Pour rappel, l'Equation (3) admet l'égalité suivante :

$$\ln\left(\frac{Q_{R,S,Y}^t}{1 - Q_{R,S,Y}^t}\right) = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \ln\left(\frac{Q_{INSEE,S,Y}^t}{1 - Q_{INSEE,S,Y}^t}\right)$$

avec les valeurs de $\hat{\alpha}$ et $\hat{\beta}$ qui sont indiquées dans le Tableau 2. Il découle de cette relation que

$$\frac{Q_{R,S,Y}^t}{1 - Q_{R,S,Y}^t} = e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta} \text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)}$$

$$\frac{1 - Q_{R,S,Y}^t}{Q_{R,S,Y}^t} = \frac{1}{e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta} \text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)}}$$

$$\frac{1}{Q_{R,S,Y}^t} - 1 = e^{-\hat{\alpha} - \hat{\beta} \text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)}$$

$$\frac{1}{Q_{R,S,Y}^t} = 1 + e^{-\hat{\alpha} - \hat{\beta} \text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)}$$

On en déduit,

$$Q_{R,S,Y}^t = \frac{1}{1 + e^{-\hat{\alpha} - \hat{\beta} \text{logit}(Q_{INSEE,S,Y}^t)}} \quad (4)$$

Cette égalité indique qu'en disposant des futures valeurs de $Q_{INSEE,S,Y}^t$, il est possible d'en déduire la valeur correspondante de $Q_{R,S,Y}^t$. Par conséquent, cette relation est utilisée par la suite pour calculer les valeurs des quotients de mortalité entre 2017 et 2070 pour les deux catégories de population de retraités de l'AA.

4 La table de mortalité AGIRC

4.1 Les taux de mortalité avant 62 ans

Les taux de mortalité avant 62 ans des personnes affiliées au régime AGIRC, sur la période 2009-2070, sont juste égaux aux taux de mortalité de la population générale renseignés dans les Tables de mortalité générationnelle INSEE 2013-2070. Deux arguments justifient ce choix. Premièrement, la table de mortalité différenciée ne concerne que les personnes retraitées. Deuxièmement, il a été décidé d'avoir une table de mortalité commune pour la population âgée de moins de 62 ans quel que soit son régime d'affiliation. Ce choix permet de simplifier le traitement de la mortalité de la population active en évitant les changements de tables à chaque changement de régime d'affiliation pendant les exercices de projection.

4.2 Les taux de mortalité entre 62 et 95 ans en prospective

Pour avoir les quotients de mortalité de la population AGIRC âgées de 62 à 95 ans, entre 2009 et 2070, l'Equation (4) est mobilisée en exploitant les projections de quotients de mortalité de l'INSEE et les valeurs de $\hat{\alpha}$ et $\hat{\beta}$ calculées dans le Tableau 2. Les taux de mortalités issus de la table de mortalité AGIRC 2014 peuvent de ce fait être comparés aux taux fournis par les nouvelles estimations. Cette comparaison permet d'apprécier l'incidence de la mise à jour de la table de mortalité AGIRC sur les taux de mortalité de cette population pour une année observée. C'est ce qui est réalisé dans les Figures 3 et 4 pour l'année 2016. Ces figures semblent montrer que la table de mortalité AGIRC 2014 sous-estimait la mortalité des hommes et des femmes à partir de 80 ans. En revanche, la nouvelle table de mortalité AGIRC fournit des taux de mortalité proches des taux réellement constatés.

Figure 3: Taux de mortalité AGIRC-Homme en 2016

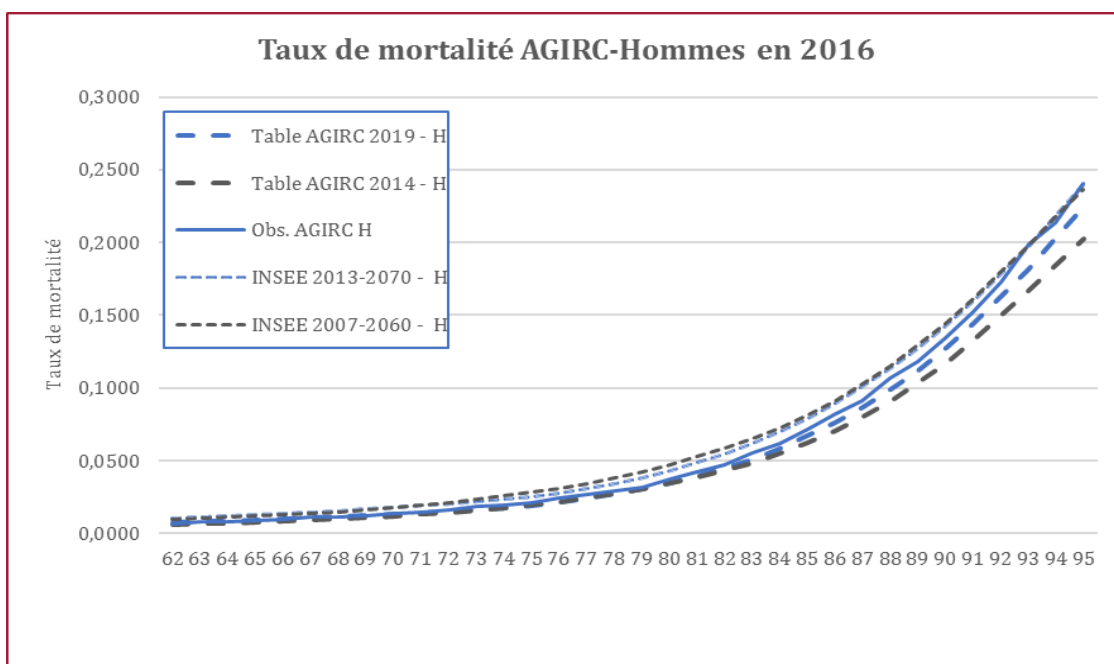
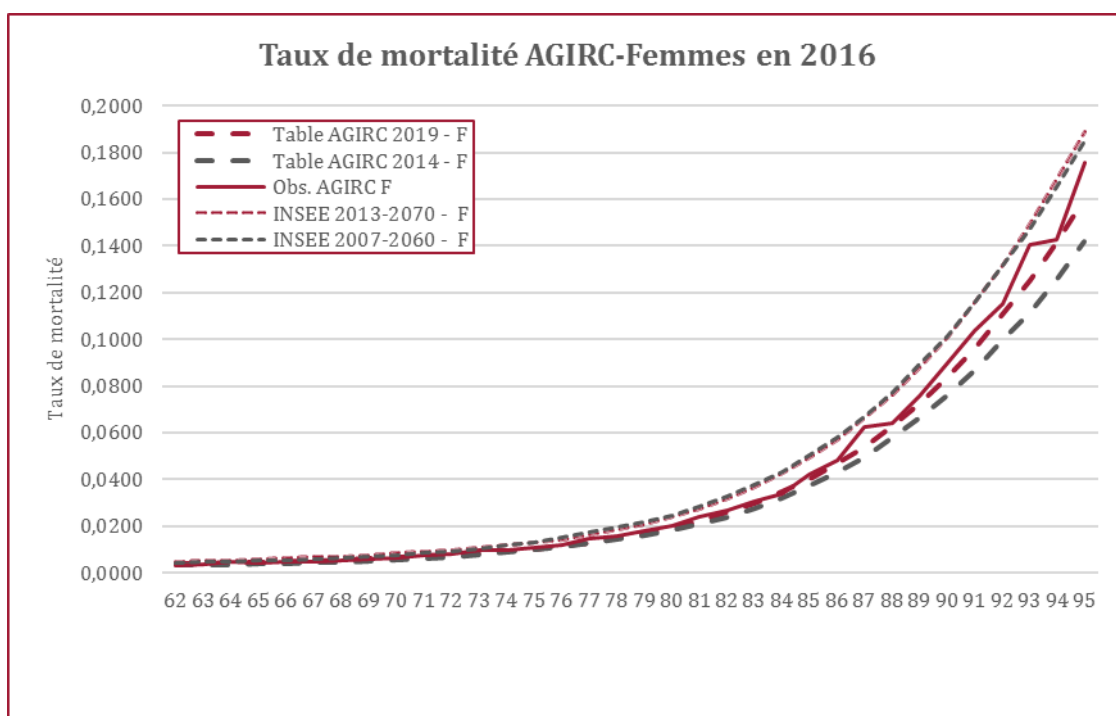


Figure 4: Taux de mortalité AGIRC-Femme en 2016



La sous-estimation des taux de mortalité dans la table de mortalité AGIRC 2014 induit inéluctablement une surestimation de l'espérance de vie de cette population. La représentation graphique dans les Figures 5 et 6 de l'espérance de vie statique⁴ de la population AGIRC en 2016 obtenue avec les différentes tables de mortalité met bien en exergue ce résultat. La mise à jour de la table de mortalité AGIRC a permis de corriger les sous-estimations des taux de mortalité constatés dans la table de mortalité AGIRC 2014. Les taux de mortalité de la population AGIRC, homme et femme, âgée de 62 à 95 ans, entre 2013 à 2070, contenus dans la nouvelle table de mortalité et calculés avec la méthode de Brass sont maintenant plus proches des taux de mortalité réellement constatés sur la période 2009-2016.

⁴ L'espérance de vie statique de 2016 se calcule à partir des taux de mortalité des générations encore présentes en 2016, elle ne prend pas en compte les gains d'espérance de vie obtenus au fil des générations.

Figure 5: Espérances de vie statiques AGIRC-Hommes en 2016

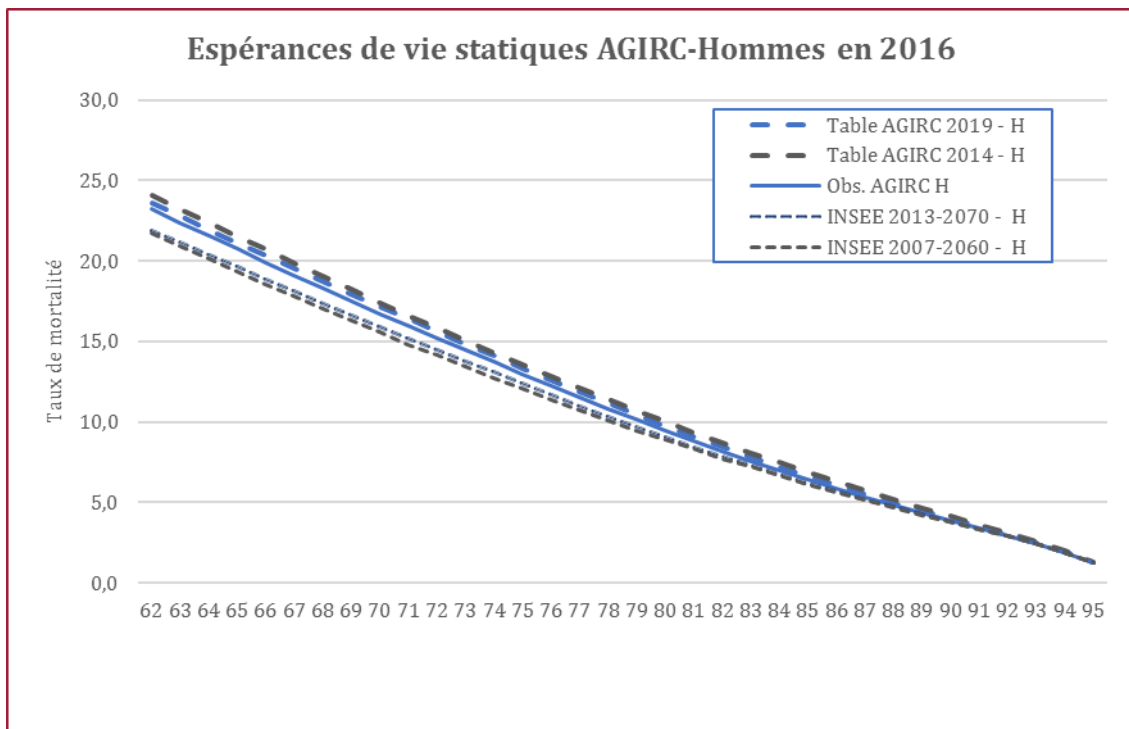
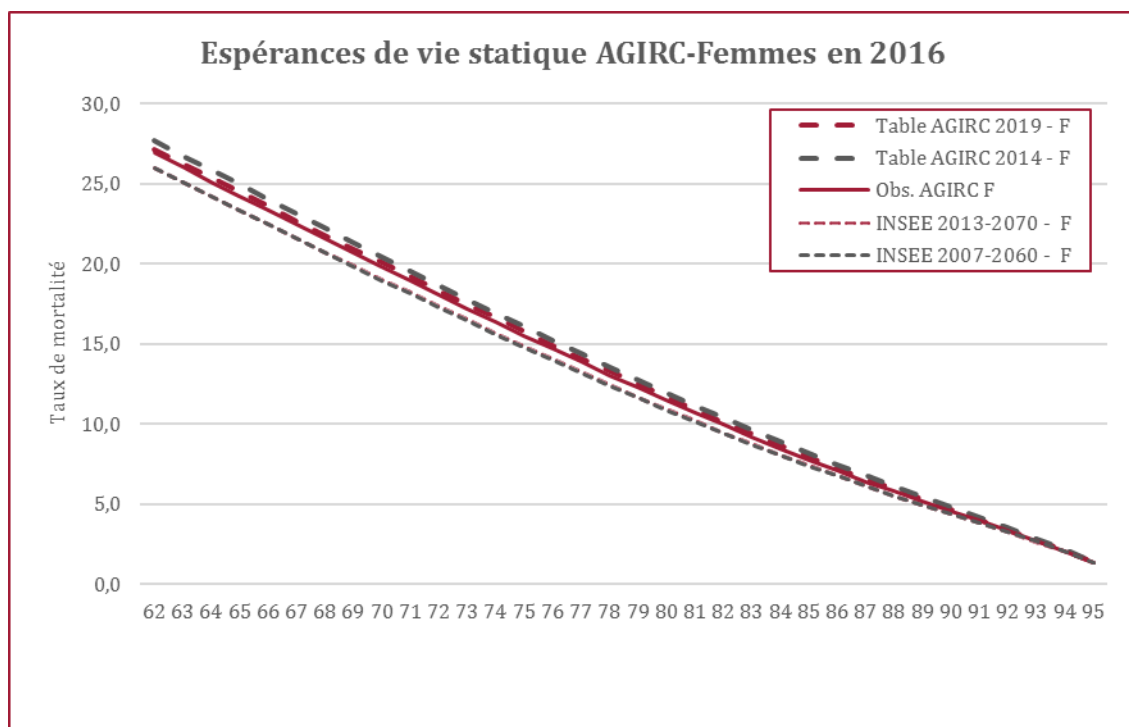


Figure 6: Espérances de vie statiques AGIRC-Femmes en 2016



4.3 Les taux de mortalité aux âges élevés.

La stationnarité des quotients de mortalité n'étant assurée qu'entre 62 et 95 ans, la question du calcul des quotients de mortalité de la population de retraités AGIRC après 95 ans se pose. Deux options existent.

La première option consiste à faire l'hypothèse que les coefficients de corrélation calculés dans le Tableau 2 peuvent aussi être exploités pour déterminer les quotients de mortalité après 95 ans. Pour ce faire, il suffit d'appliquer l'Equation (4) aux quotients de mortalité calculés après 95 ans dans les tables de mortalité générationnelle de l'INSEE. Premièrement, cette méthode permet de reproduire la future tendance de la mortalité de la population française âgée de plus de 95 ans au sein de la population AGIRC. Deuxièmement, cette approche permet d'utiliser une seule et unique méthode pour projeter la mortalité de la population de retraités de l'AGIRC quel que soit son âge. Cependant, cette méthode suppose que les variations de la mortalité de la population française âgée de 62 à 95 ans expliquent, d'une part, les variations de la mortalité de la population AGIRC de la même tranche d'âge mais aussi, d'autre part, les variations de la mortalité de la population AGIRC après 95 ans. Certes, cette hypothèse peut paraître forte. Toutefois, les effectifs concernés par cette hypothèse sont relativement faibles et décroissent progressivement au fil des âges.

La deuxième option consiste à extrapoler les taux de mortalité obtenus à 95 ans grâce à la méthode de Brass pour avoir une fermeture de table automatique à 130 ans. C'est la méthode proposée par Denuit & Goderniaux et appliquée dans l'ancienne table de mortalité AGIRC 2014. Cette méthode permet de faire converger asymptotiquement les taux de mortalité à 1 à 130 ans. Pour ce faire, Denuit & Goderniaux supposent qu'aux grands âges, pour tout âge y

$$\ln(Q_{R,S,Y}^t) = c(130^2 - 260y + y^2)$$

Cette relation implique que

$$\widehat{Q_{R,S,Y}^t} = e^{\hat{c}(130^2 - 260x + x^2)}$$

Pour déterminer la valeur de $\hat{c}$, la méthode de Denuit & Goderniaux admet que selon la méthode de Brass

$$\hat{Q}_{AGIRC\ 95} = \frac{1}{1 - e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta} \times \text{Logit}(\hat{Q}_{INSEE\ 95})}}$$

Par conséquent, à 95 ans,

$$c(130^2 - 260 \times 95 + 95^2) = \ln(\hat{Q}_{AGIRC\ 95})$$

Ce qui implique que

$$\hat{c} = \frac{\ln(\hat{Q}_{AGIRC\ 95})}{1225} = - \frac{\ln(1 - e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta} \times \text{Logit}(\hat{Q}_{INSEE\ 95})})}{1225}$$

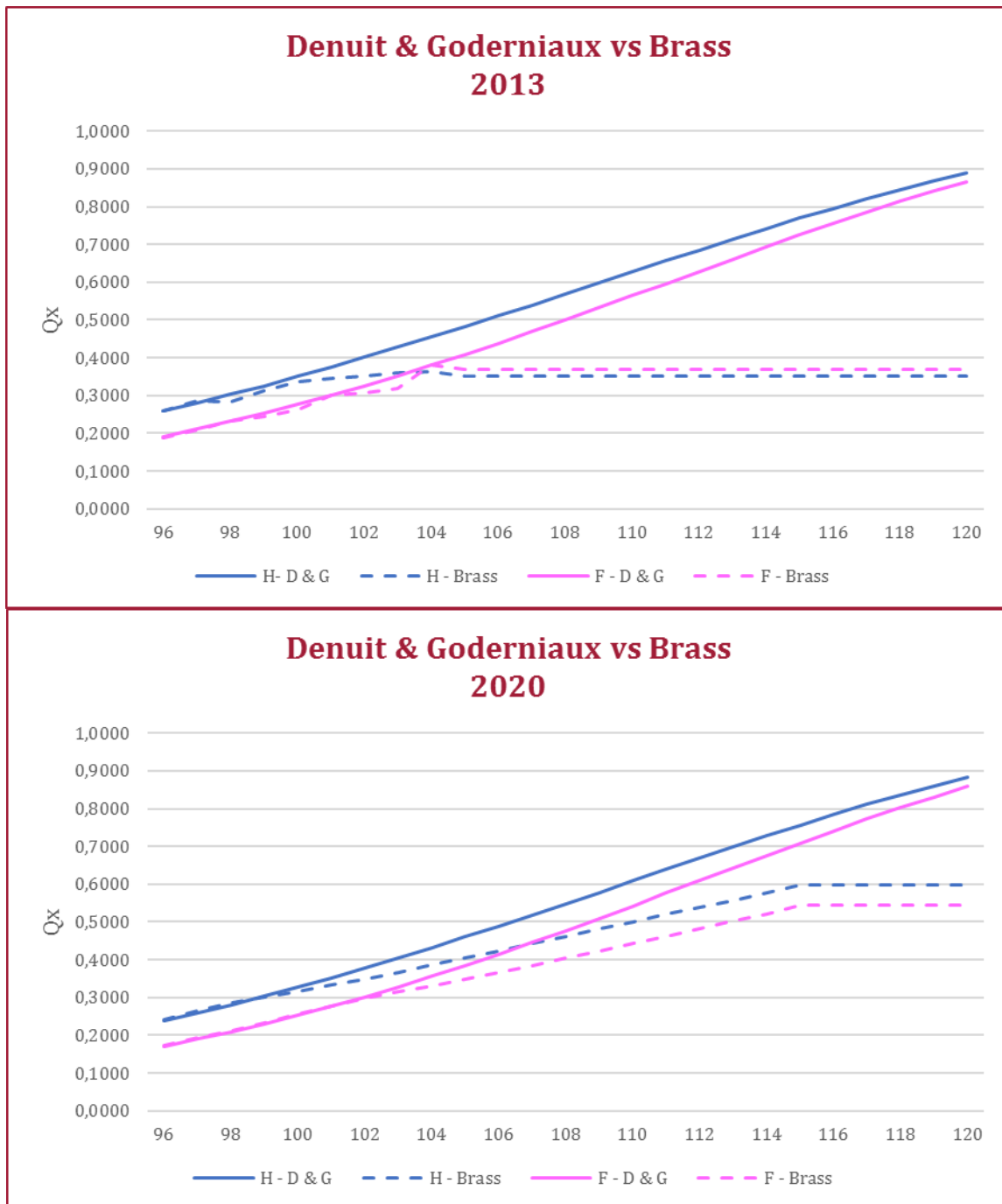
Ainsi, après 95 ans, la relation suivante permet de déterminer les quotients de mortalité aux âges élevés

$$\widehat{Q_{R,S,Y}^t} = e^{\hat{c}_N(130^2 - 260y + y^2)} \text{ avec } \hat{c}_N = - \frac{\ln(1 - e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta} \times \text{Logit}(\hat{Q}_{INSEE\ 95,N})})}{1225} \text{ et } y > 95 \text{ ans}$$

Puisque la table INSEE s'arrête à 120 ans, la table AGIRC est aussi arrêtée à cet âge. Les projections des taux de mortalité aux âges élevés sont ainsi établies de 96 à 120 ans.

Les graphiques de la Figure 7 comparent le niveau des taux de mortalités fournis par les deux méthodes en 2013 et en 2020.

Figure 7: Taux de mortalité aux grands âges - Population AGIRC



Il apparaît clairement à travers ces graphiques que les taux de mortalités obtenus avec la méthode de Denuit & Goderniaux sont plus dynamiques que ceux calculés avec la méthode de Brass. En revanche, les taux de mortalité fournis par la méthode de Brass adoptent une évolution similaire à celle reportée dans les Tables de mortalité générationnelle de l'INSEE. Ces graphiques montrent surtout qu'adopter la méthode de Denuit & Goderniaux revient à supposer que la population AGIRC aurait une mortalité plus forte que la population française générale aux grands âges. Un doute subsiste quant à la pertinence de cette hypothèse.

4.4 Tests de sensibilité

Pour trancher sur la méthode à retenir pour calculer les taux de mortalité aux âges élevés, les différentes tables de mortalité sont testées sur le modèle OPERA (modèle mobilisé pour les projections de charges et de cotisations à l'AGIRC). L'objectif est de quantifier les variations d'effectifs de retraités de droit direct et par la même occasion les variations de charges induites par les changements de table de mortalité.

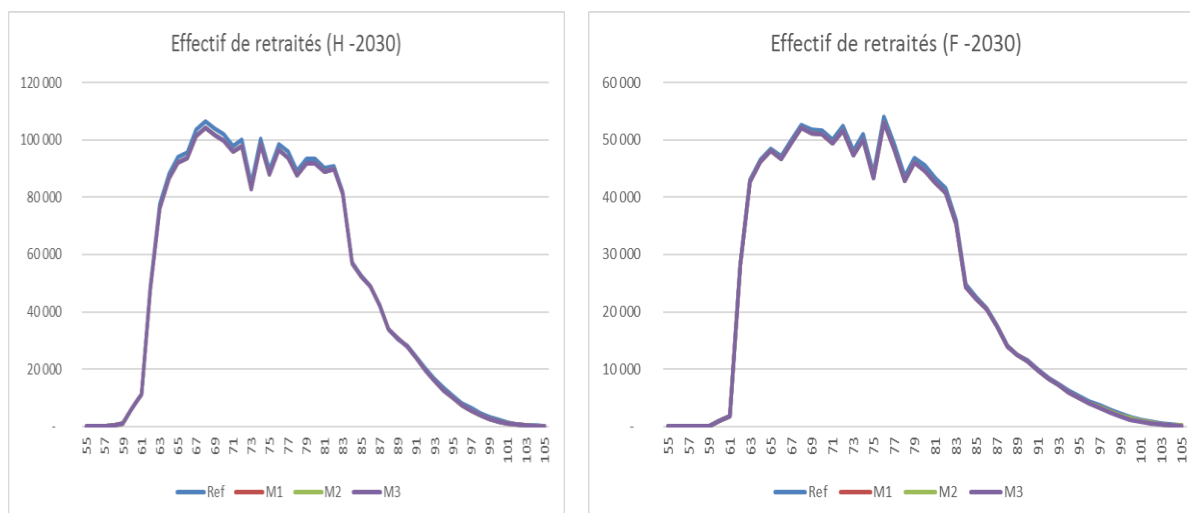
Pour faire le test, quatre scénarios ont été simulés :

- Le scénario de référence (scénario Ref par la suite) qui utilise la table de mortalité AGIRC 2014 ;
- Le scénario M1 dans lequel les taux de mortalités entre 62 et 120 ans sont calculés uniquement avec la méthode de Brass ;
- Le scénario M2 dans lequel les taux de mortalités entre 62 et 95 ans sont calculés avec la méthode de Brass et les taux de mortalités après 95 ans sont obtenus avec la méthode de Denuit & Goderniaux ;
- Le scénario M3 dans lequel les taux de mortalités entre 62 et 95 ans sont calculés avec la méthode de Brass et les taux de mortalités après 95 ans sont obtenus avec la méthode de Brass mais estimée sur la population ARRCO (l'estimation des taux de mortalité de la population ARRCO est abordée dans la Section 5) ;

Dans ces quatre scénarios, les taux de mortalité avant 62 ans sont extraits des tables de mortalité générationnelle INSEE 2013-2070. Par ailleurs, les hypothèses macroéconomiques et législatives sont communes aux quatre scénarios⁵.

L'évolution des effectifs de retraités de droit direct âgés de 55 à 120 ans en 2030, 2050 et 2070 dans chaque scénario est représentée dans les graphiques de la Figure 9. Ces graphiques semblent indiquer que l'introduction des différentes tables de mortalité ne devraient pas modifier de manière substantielle la structure par âge et par sexe de la population de retraités du régime AGIRC.

Figure 8: Effectif de retraités de droit direct selon les scénarios



⁵ Les hypothèses macroéconomiques et législatives sont issues des hypothèses de la version V15-COR du modèle OPERA.

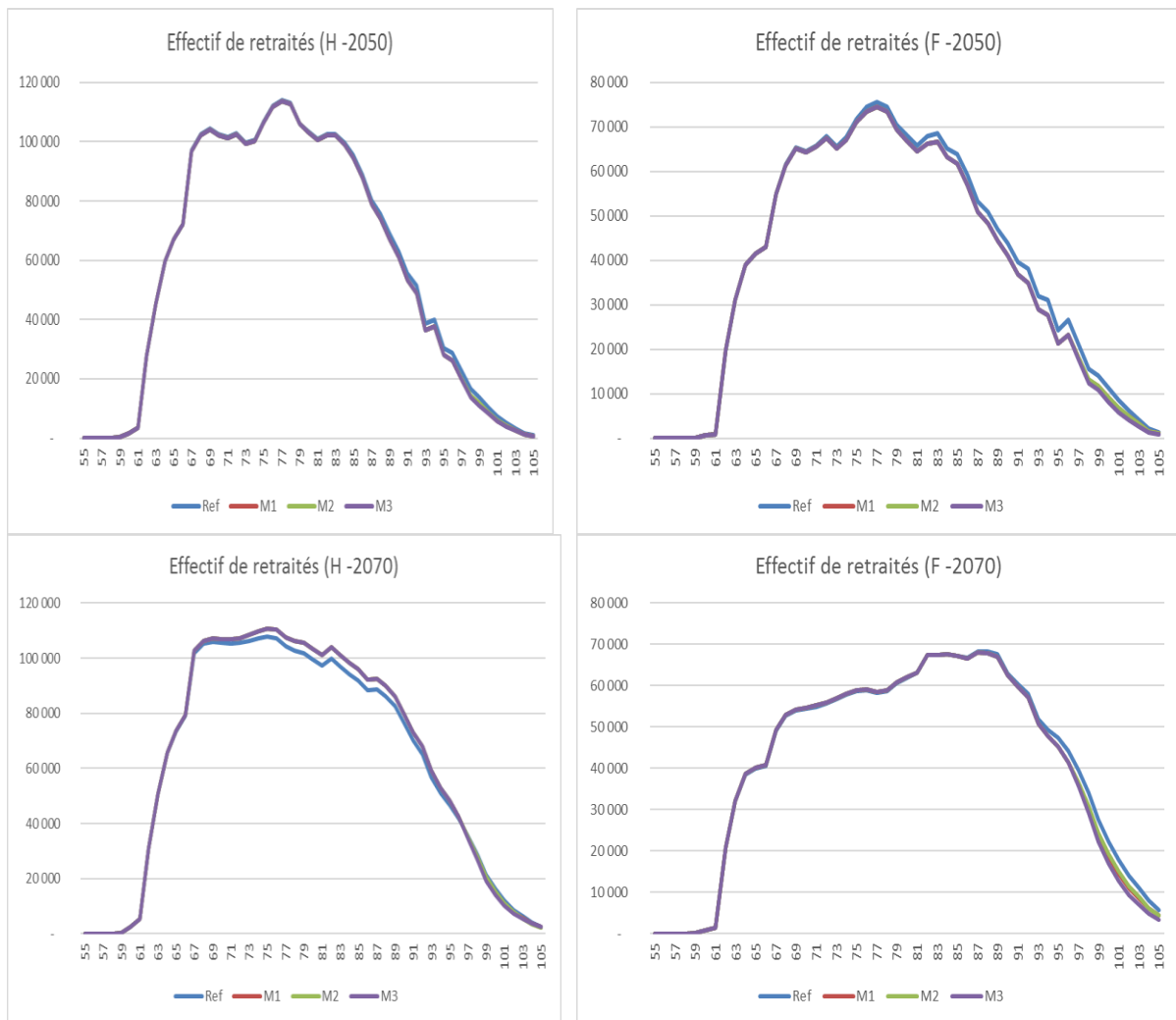
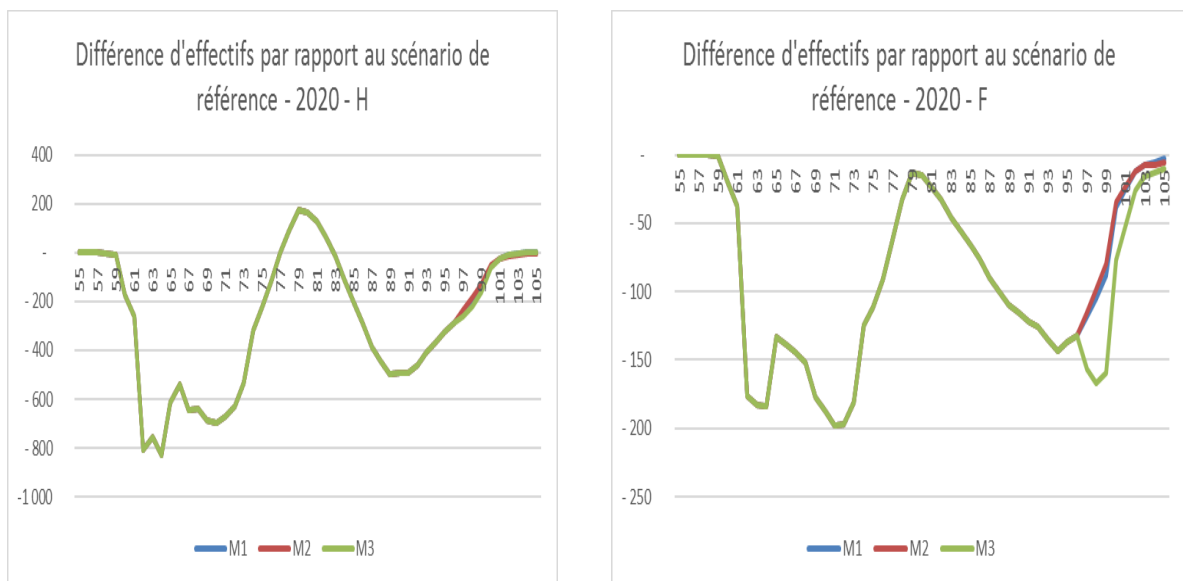
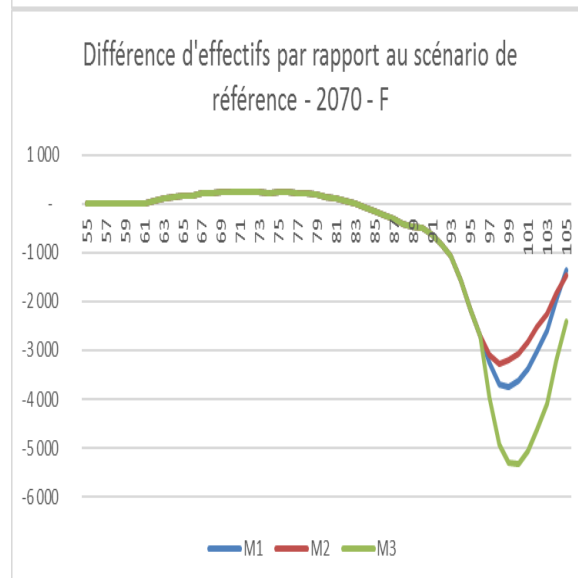
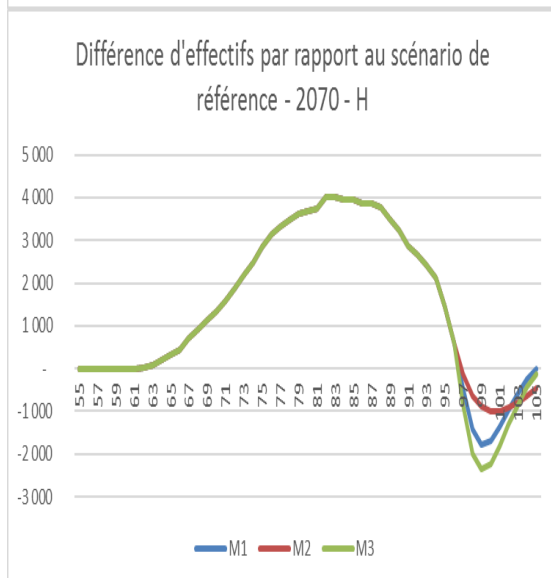
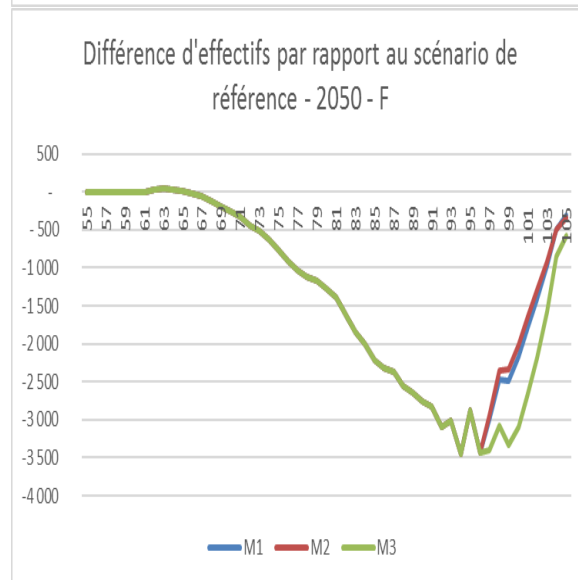
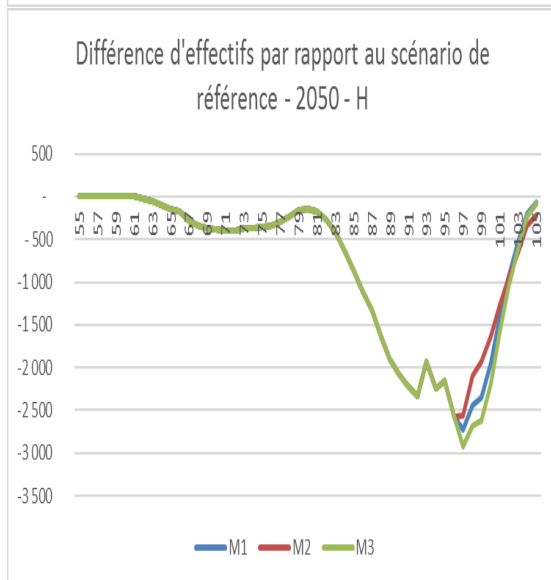
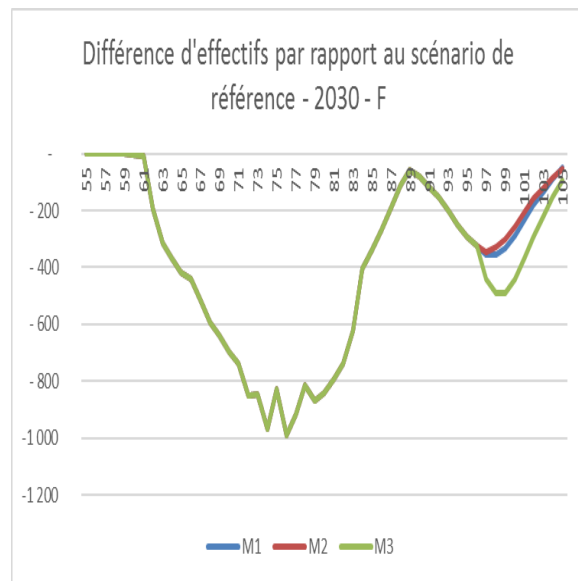
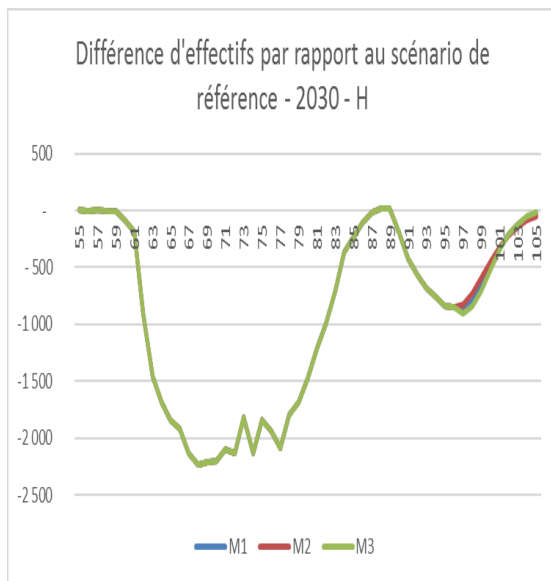


Figure 9: Ecart d'effectifs de retraités de droit direct par rapport au scénario de référence





En revanche, les graphiques de la Figure 10 soulignent que le remplacement de la table de mortalité AGIRC par l'une des tables présentées précédemment devrait impacter le niveau des effectifs de

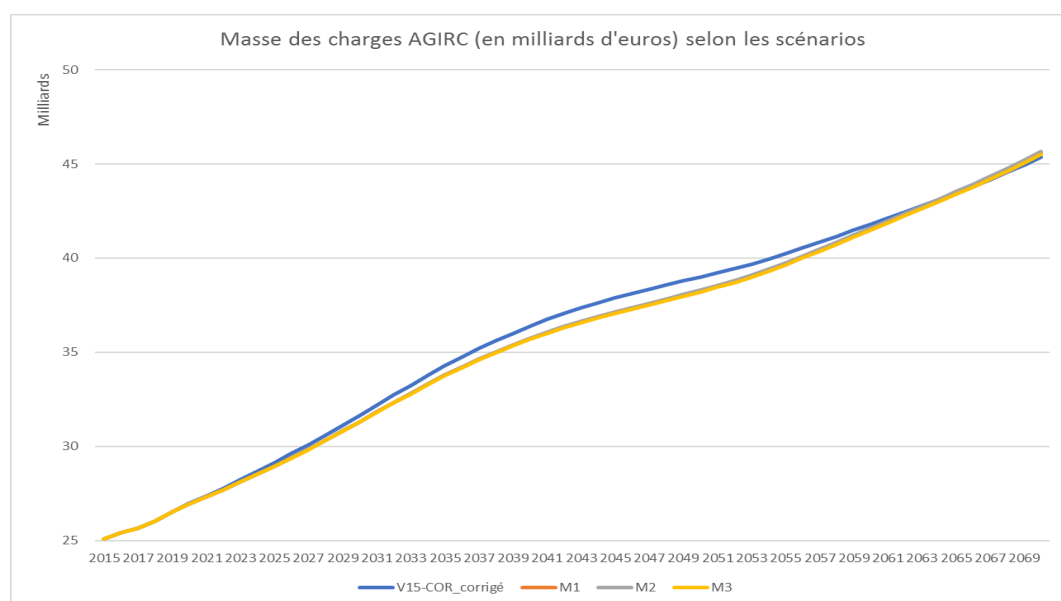
retraités au cours du temps. Ceci s'explique principalement par une réévaluation de la mortalité de l'ensemble de la population de retraités dans les nouvelles tables de mortalité AGIRC.

Les graphiques de la Figure 10 semblent suggérer que la table de mortalité AGIRC 2014 sous-estimait la mortalité des hommes cadres retraités entre 2020 et 2056. La mise à jour de la table de mortalité AGIRC devrait corriger ce biais et réduire en conséquence l'effectif d'hommes cadres retraités de droit direct de 45 000 personnes en moyenne sur la période (écart entre M1 et Réf). Après 2056, il semblerait que la table de mortalité AGIRC 2014 ait surestimé la mortalité des hommes cadres retraités. L'introduction des nouvelles tables de mortalité devraient accroître le nombre d'hommes cadres retraités d'environ 41 000 individus entre 2057 et 2070 (écart entre M1 et Réf).

Les graphiques de la Figure 10 semblent montrer que la sous-estimation de la mortalité dans la table de mortalité AGIRC 2014 concernait aussi les femmes cadres retraitées. En effet, la mortalité des femmes cadres retraitées est plus forte dans M1, M2 et M3 entre 2020 et 2070 par rapport au scénario Ref. Cette mortalité plus élevée sur toute la période de projection devrait induire une baisse de l'effectif de femmes cadres retraitées de droit direct d'en moyenne 40 000 personnes (écart entre M1 et Réf).

Les graphiques de la Figure 10 font aussi apparaître une similitude dans l'évolution des effectifs de retraités de droit direct âgés de 62 à 95 ans les scénarios M1, M2 et M3. Ceci s'explique par le fait que les taux de mortalité de la population pour cette tranche d'âge ont tous été obtenus avec la méthode de Brass. En revanche, après 95 ans, les graphiques de la Figure 10 montrent une évolution différenciée des effectifs de retraités de droit direct selon le scénario. Ces différences d'effectifs après 95 ans illustrent des différences de taux mortalité après cet âge. Il semblerait donc que M2 sous-estime la mortalité après 95 ans alors que M3 la surestime par rapport à la méthode de Brass (scénario M1). Il en résulte un effectif de retraités de droit direct âgés de 95 ans et plus plus important dans M2 que dans M1 et plus faible dans M3 que dans M1. Ces différences sont plus marquées chez les femmes.

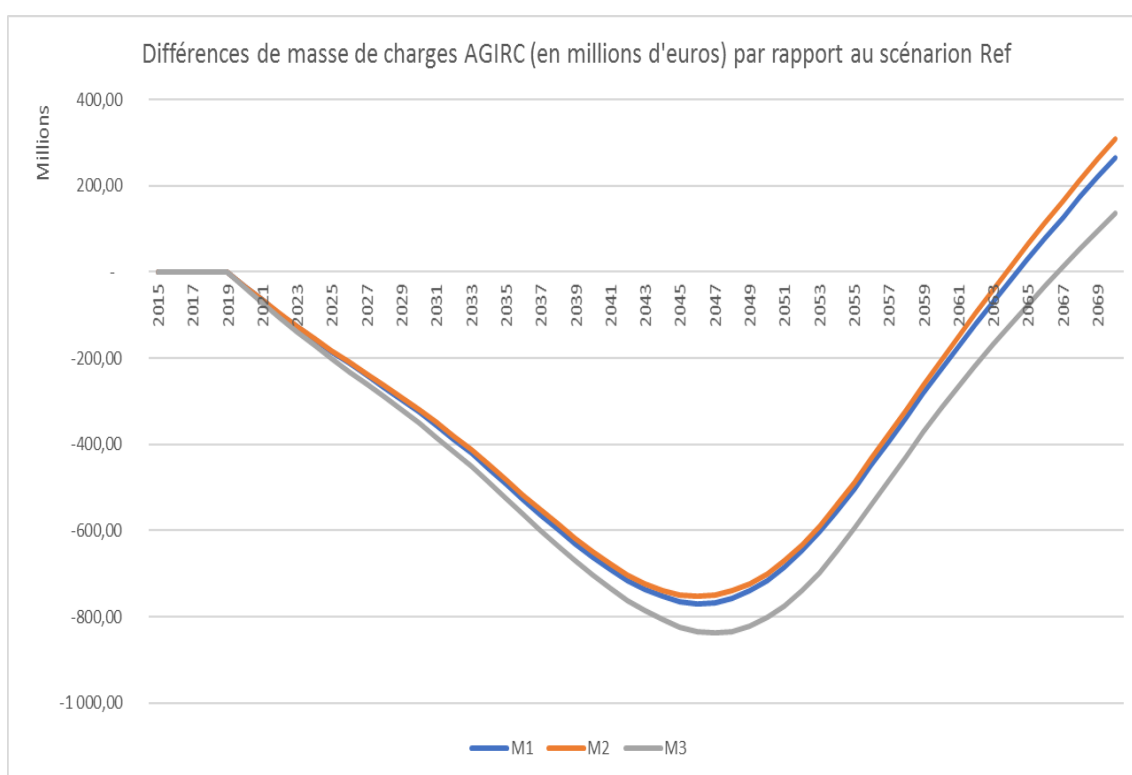
Figure 10: Masse annuelle des charges AGIRC⁶ selon les scénarios (en milliards d'euros constants)



⁶ Les allocations de droit direct et de droit dérivé forment les masses de charges dans chaque scénario.

Ces différentes variations d'effectifs devraient modifier le niveau des charges du régime comme indiqué dans la Figure 11. Quelle que soit la nouvelle table de mortalité AGIRC adoptée, les charges du régime devraient être plus faibles que prévu. Par exemple, entre 2020 et 2070, dans M1, on constate une baisse annuelle moyenne des charges d'environ 370 millions d'euros constants⁷ par rapport au scénario Réf. Sur toute la période de projection, les économies de charges cumulées générées par la réestimation par la méthode de Brass de la mortalité de la population de cadres retraités devraient ainsi s'élever à environ 18,7 Milliards d'euros. L'ampleur de la baisse des charges est à peu de chose près similaire dans les deux autres scénarios. En moyenne, chaque année, entre 2020 et 2070, les masses de points obtenues avec les nouvelles tables de mortalité sont inférieures de 1% aux masses fournies par la table de mortalité AGIRC 2014. Ces différents résultats suggèrent que les masses de charges sont bien sensibles à la mise à jour de la table de mortalité mais peu sensibles à la méthode choisie pour construire la table de mortalité.

Figure 11: Différences de masse annuelle de charges AGIRC⁸ par rapport au scénario Ref (en millions d'euros constants)



Etant donné ces différents résultats, la table de mortalité retenue pour réaliser les futures projections du régime est celle qui est mobilisée dans M1, c'est-à-dire la table de mortalité construite à partir de la méthode de Brass. Premièrement, ce choix est motivé par la volonté d'avoir une méthode unique dans le calcul de la mortalité de la population de retraités AGIRC quel que soit son âge. Deuxièmement, avec la méthode de Brass, les taux de mortalité calculés aux âges élevés vont évoluer de la même manière que les taux renseignés dans les tables générationnelles INSEE 2013-2070. Aucun risque de divergence des taux de mortalité par rapport aux taux calculés pour la population française générale ne subsiste en utilisant M1. En mobilisant M2, on risque de sous-estimer la mortalité aux âges élevés alors qu'en exploitant M3, on risque de surestimer cette mortalité surtout chez les femmes.

⁷ Les charges de l'AGIRC ont été calculées avec une valeur du point égale à 0,4352, soit sa valeur officielle en 2017.

⁸ Les charges AGIRC sont composées des allocations de droit direct et de droit dérivé.

Troisièmement, étant donné que le choix de la méthode de construction de la table est quasiment neutre sur l'évolution des charges de l'AGIRC, il est plus prudent de retenir la méthode qui assure une cohérence dans le calcul des taux de mortalité pour tous les âges.

5 La table de mortalité ARRCO

5.1 Les taux de mortalité avant 62 ans

Les taux de mortalité avant 62 ans des personnes affiliées au régime ARRCO, sur la période 2009-2070, sont juste égaux aux taux de mortalité de la population française générale renseignés dans les Tables de mortalité générationnelle INSEE 2013-2070. Les raisons de ce choix ont été discutées dans la Section 4.1.

5.2 Les taux de mortalité entre 62 et 95 ans en prospective

Pour avoir les quotients de mortalité de la population ARRCO âgées de 62 à 95 ans, entre 2009 et 2070, l'Equation (4) a été mobilisée, en exploitant les projections de quotients de mortalité de l'INSEE et les valeurs de $\hat{\alpha}$ et $\hat{\beta}$ calculées dans le Tableau 2.

Les Figures 13 et 14 mettent en exergue la particularité de la mortalité de la population ARRCO par rapport à la population française générale. La mortalité observée de la population ARRCO semble être légèrement plus faible que la mortalité de la population française générale notamment en 2016. C'est ce qui explique que les taux de mortalité estimés avec la méthode de Brass sont légèrement plus faibles que les taux de mortalité issus des tables de mortalité générationnelles INSEE 2013-2070.

Figure 12: taux de mortalité ARRCO - Hommes en 2016

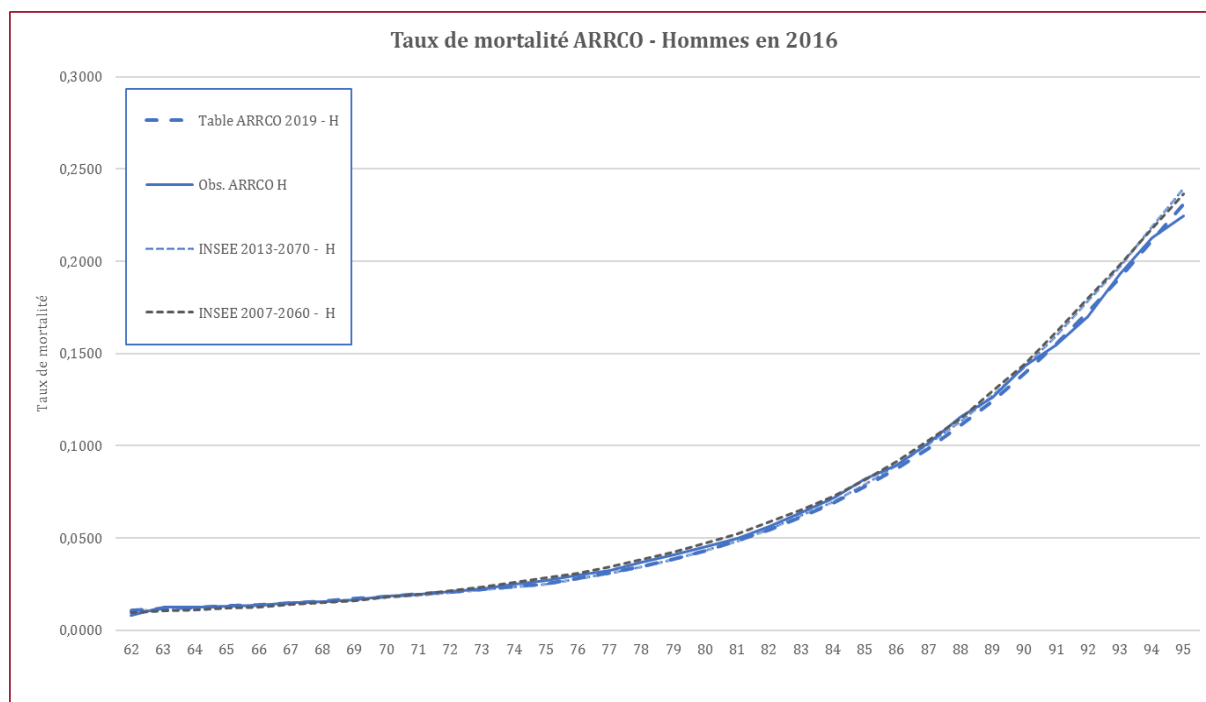
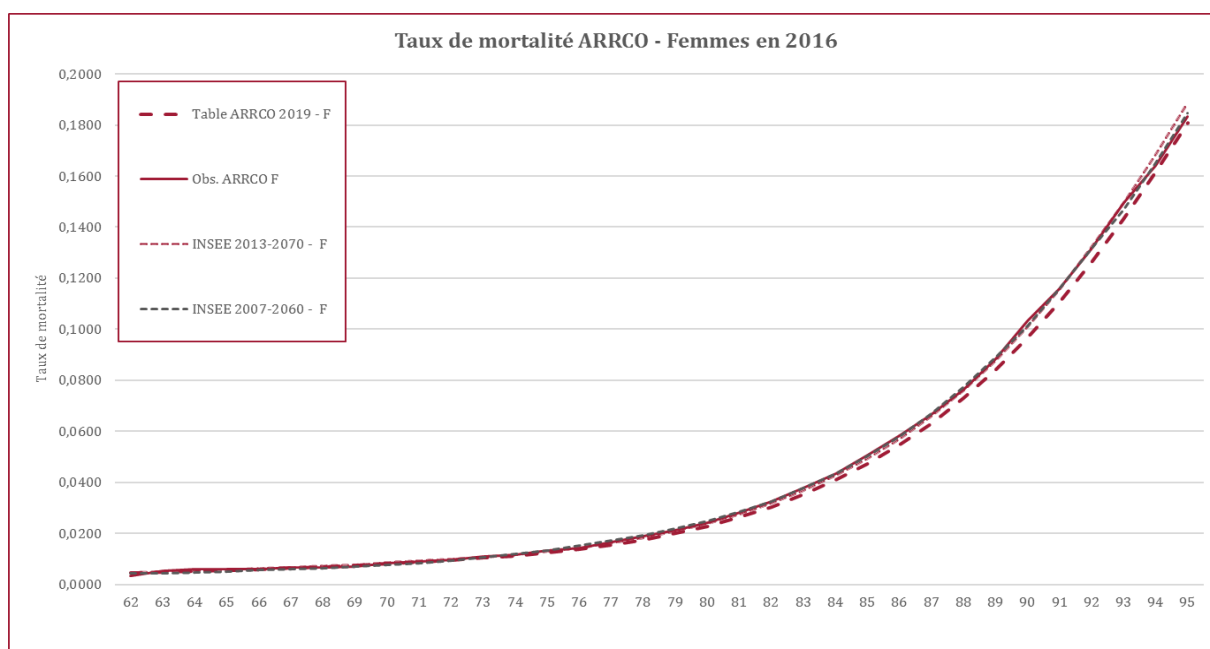


Figure 13: taux de mortalité ARRCO - Femmes en 2016



Les différences d'espérance de vie statique induites par les différences de mortalité entre la population ARRCO et la population française générale sont faibles. La Figure 15 montre que l'espérance de vie instantanée à chaque âge de la population ARRCO homme, obtenue à partir des taux de mortalité calculés avec la méthode de Brass, en 2016, est presque similaire à celle de la population française générale homme. En revanche, la Figure 16 souligne que l'espérance de vie instantanée à chaque âge de la population ARRCO femme, obtenue à partir des taux de mortalité calculés avec la méthode de Brass, en 2016, est légèrement supérieure à celle présentée dans les tables de mortalité générationnelle de l'INSEE.

Figure 14: Espérances de vie ARRCO - Hommes en 2016

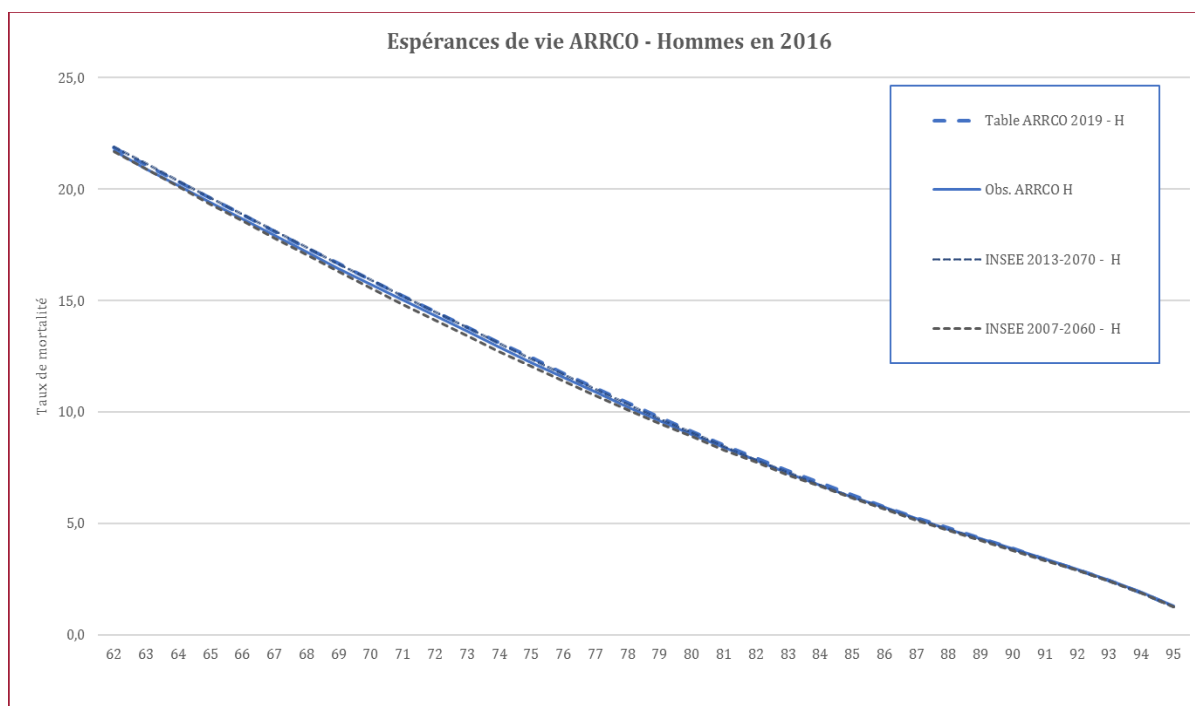
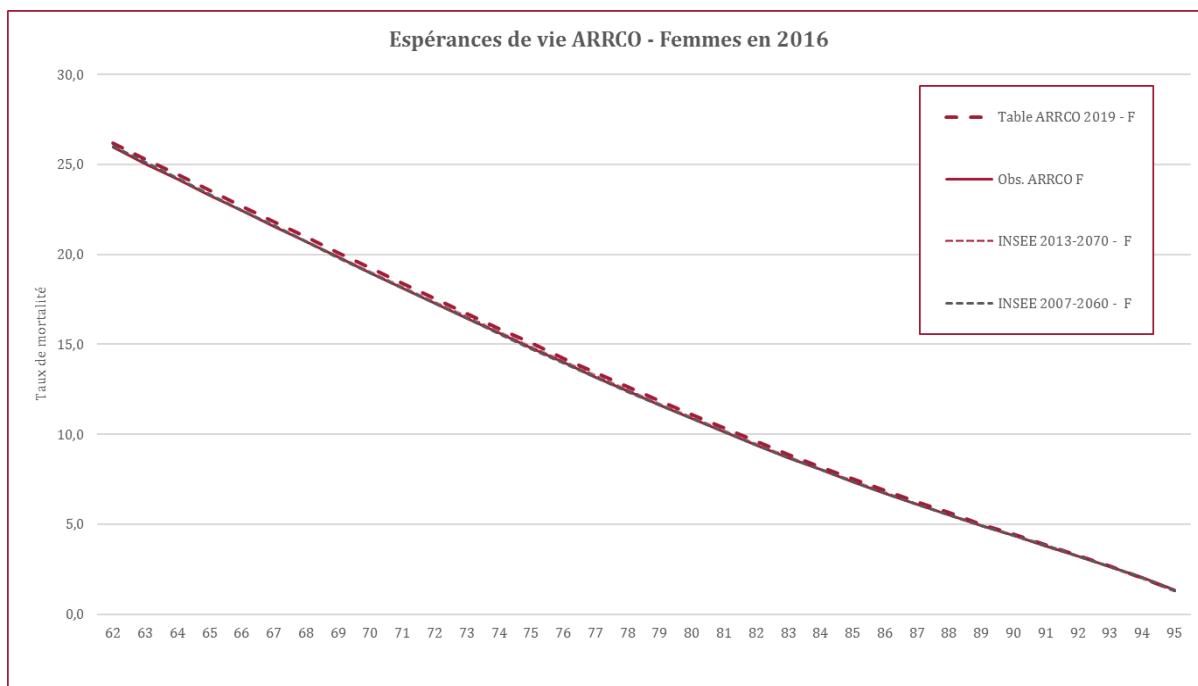


Figure 15: Espérances de vie ARRCO - Femmes en 2016

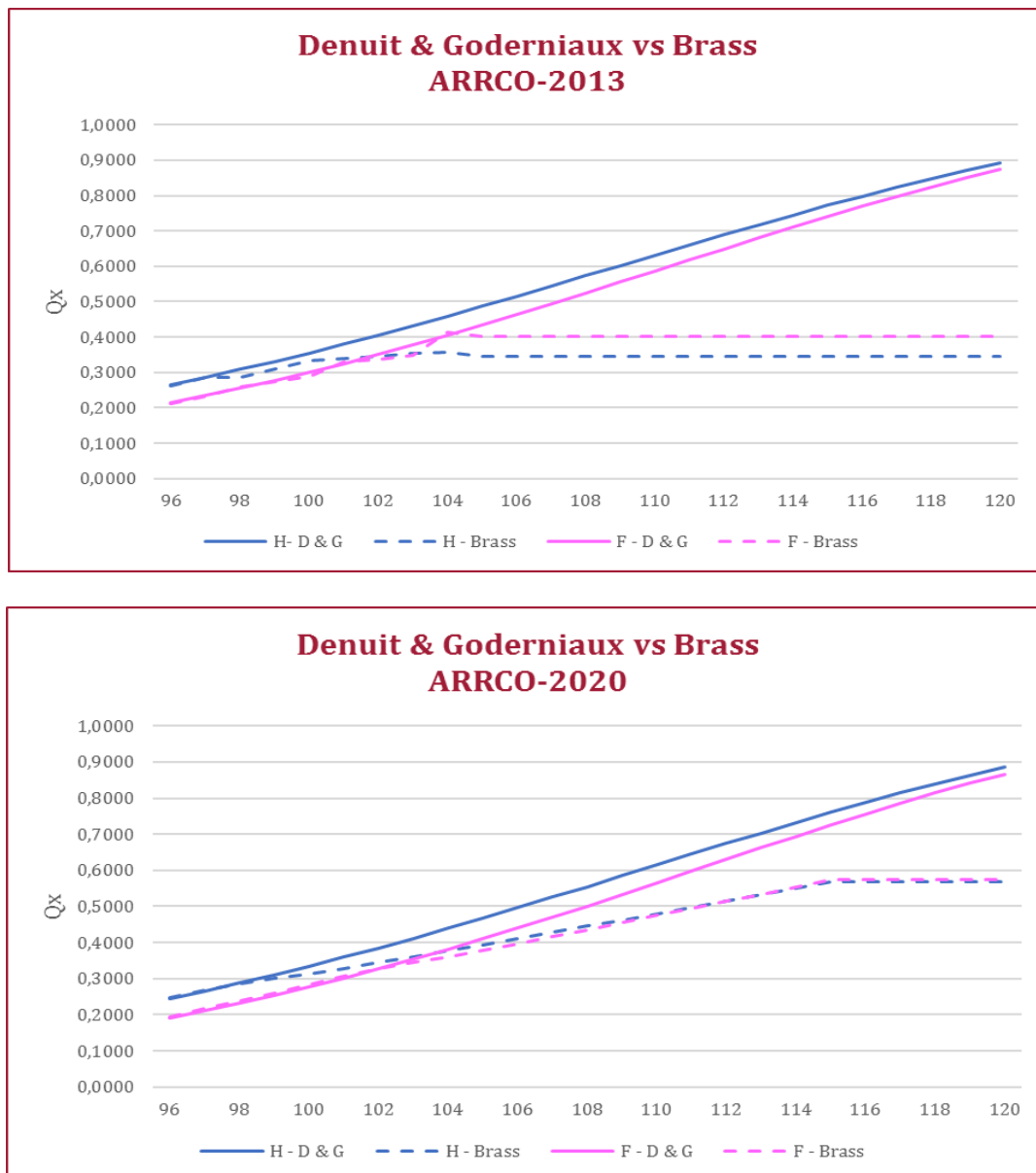


5.3 Les taux de mortalité aux âges élevés.

Etant donné que la méthode de Brass est la méthode retenue pour calculer les taux de mortalité aux âges élevés de la population AGIRC, dans un souci de cohérence, cette méthode est aussi utilisée pour obtenir les taux de mortalité aux âges élevés de la population ARRCO.

Cela étant dit, même si la méthode de Denuit & Goderniaux n'a pas été adoptée, les taux de mortalité fournis par cette méthode sont quand même présentés dans les graphiques de la Figure 17 pour apporter un argument supplémentaire à notre choix. La Figure 17 montre que les taux de mortalité obtenus avec la méthode de Denuit & Goderniaux sont sensiblement plus élevés que ceux calculés avec la méthode de Brass, tout en sachant que les taux de mortalité fournis par la méthode de Brass adoptent une évolution similaire à celle calculée officiellement dans les Tables de mortalité générationnelle de l'INSEE. Or, comme la Section 5.2 le souligne, les taux de mortalité de la population ARRCO âgés de 62 à 95 ans sont très proches de ceux de la population française générale de la même tranche d'âge. Il n'y a donc aucune raison de penser qu'après 95 ans les taux de mortalité de la population ARRCO divergent de ceux de la population française générale. Or retenir les taux de mortalité calculés avec la méthode de Denuit & Goderniaux reviendrait à adopter cette hypothèse. C'est la deuxième raison pour laquelle la méthode de Brass est aussi mobilisée pour calculer les taux de mortalité aux âges élevés.

Figure 16: Taux de mortalité aux grands âges - Population ARRCO



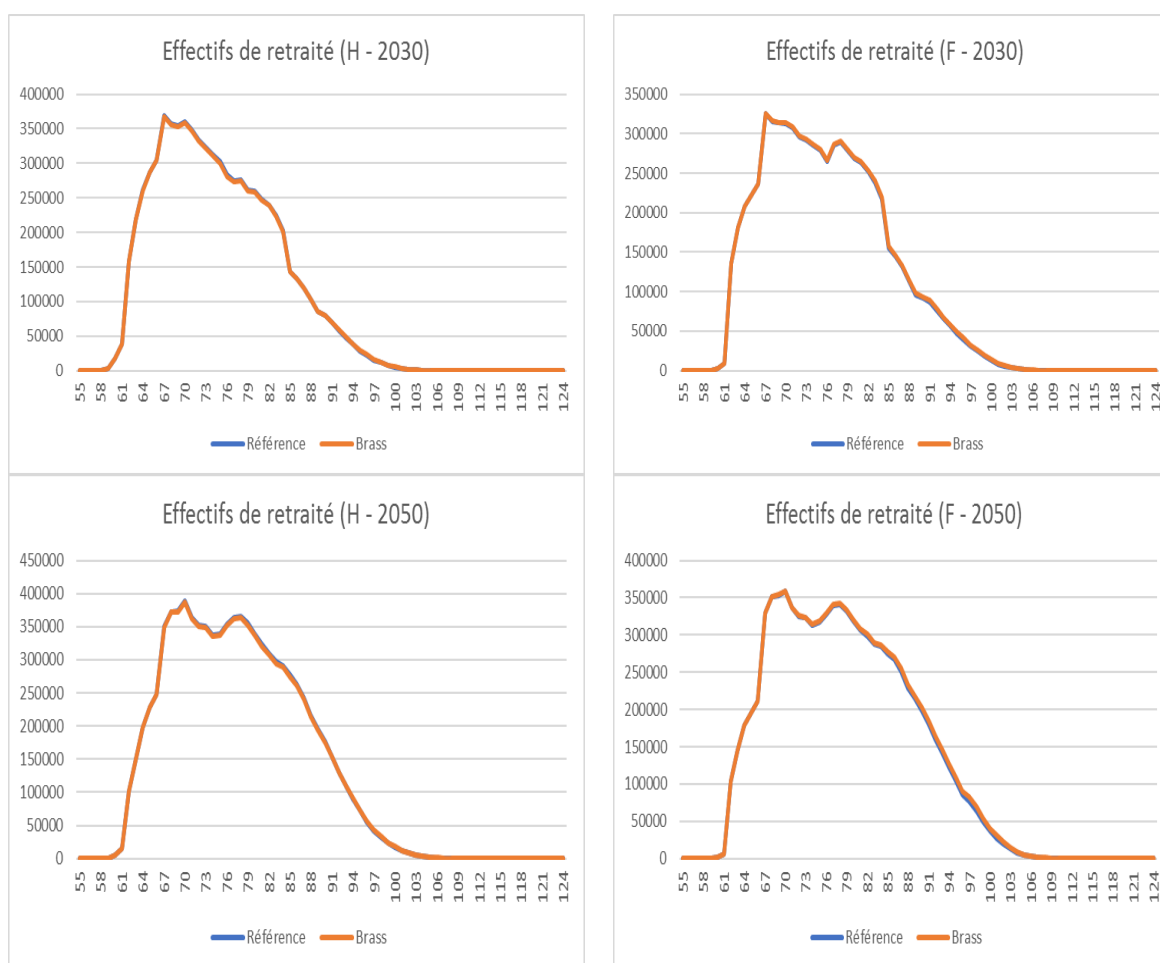
5.4 Tests de sensibilité

Rappelons qu'avant de constituer une table de mortalité spécifique à la population ARRCO, il a été admis dans le modèle de projection des charges et cotisations du régime que la mortalité de la population ARRCO était juste égale à celle de la population française générale. Cette hypothèse impliquait que la table de mortalité ARRCO et la table de mortalité générationnelle INSEE 2007-2013 étaient les mêmes. Par conséquent, en introduisant une table de mortalité spécifique à la population ARRCO estimée avec la méthode de Brass, on devrait constater des différences en termes d'évolution de charges par rapport aux projections fournies par l'ancienne table de mortalité générationnelle INSEE 2013-2070.

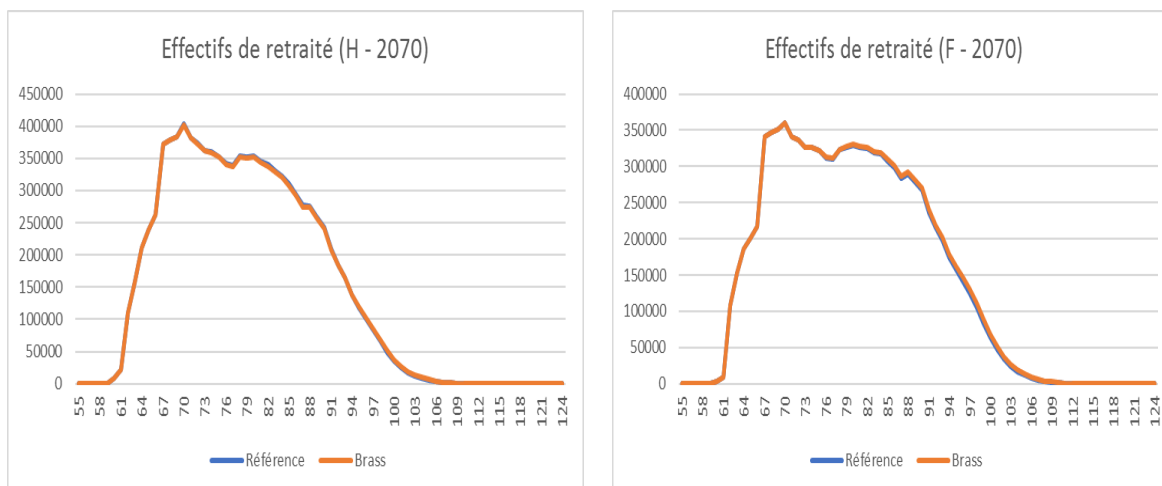
Pour quantifier ces différences, deux scénarios ont été simulés avec le modèle ARRCO. Le scénario Référence dans lequel la table de mortalité appliquée à la population ARRCO est tout simplement la table de mortalité générationnelle INSEE 2013-2070. Le Scénario Brass dans lequel les taux de mortalité de la population de retraités ARRCO ont été calculés avec la méthode de Brass pour tous les âges. Dans ces deux scénarios, les taux de mortalité avant 62 ans sont extraits des Tables de mortalité générationnelle de l'INSEE 2013-2070. Les hypothèses macroéconomiques et législatives sont les mêmes dans les deux scénarios⁹.

La structure par âge et par sexe de la population de retraités de l'ARRCO en 2030, 2050 et 2070 est représentée dans les graphiques de la Figure 18. Ces graphiques semblent indiquer que le changement de table de mortalité ne devrait pas modifier en profondeur la structure par âge et par sexe de la population de retraités du régime ARRCO.

Figure 17: Effectifs de retraités de droit direct selon les scénarios

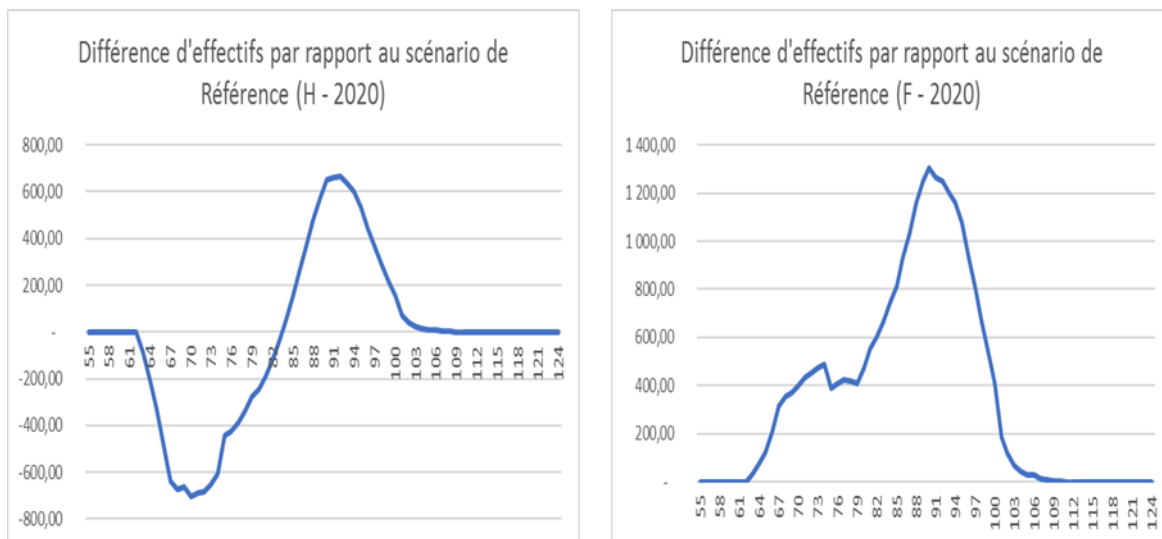


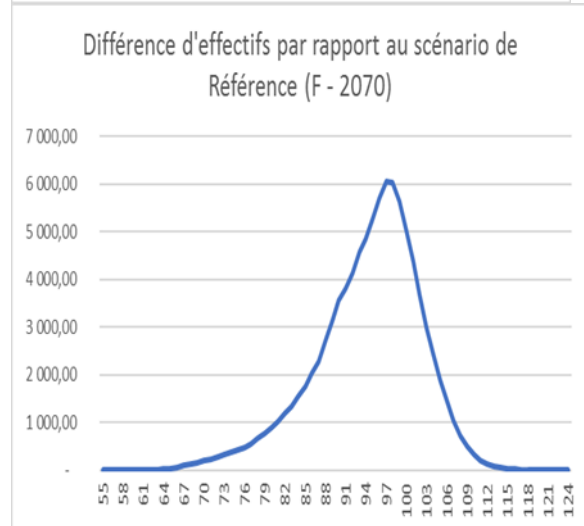
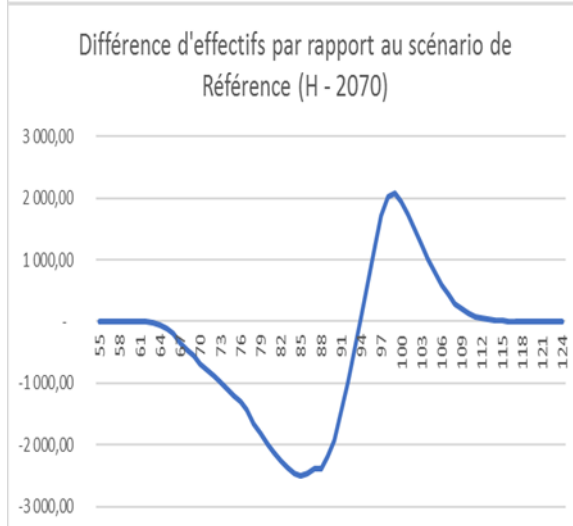
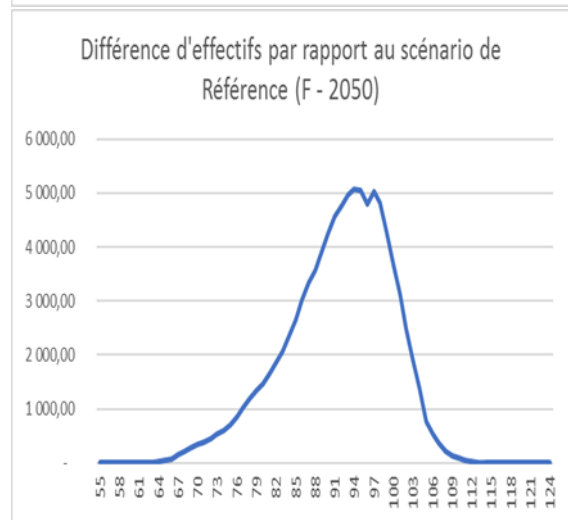
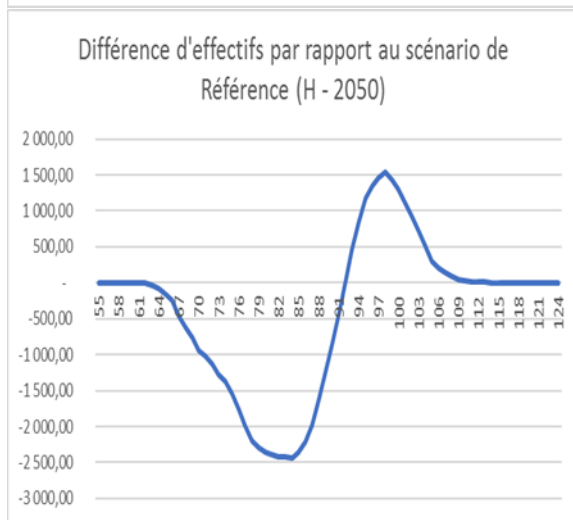
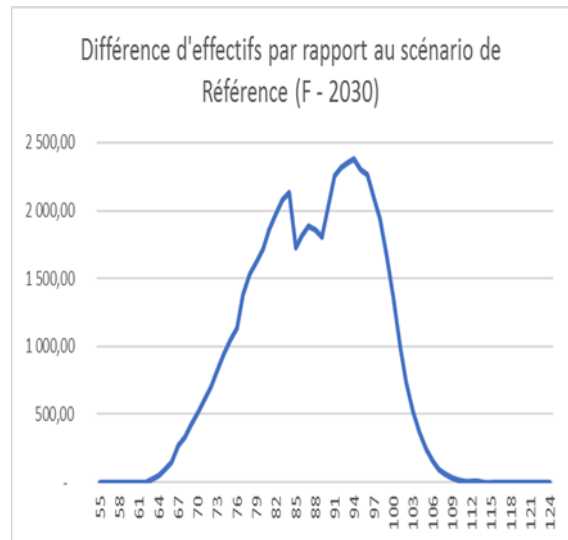
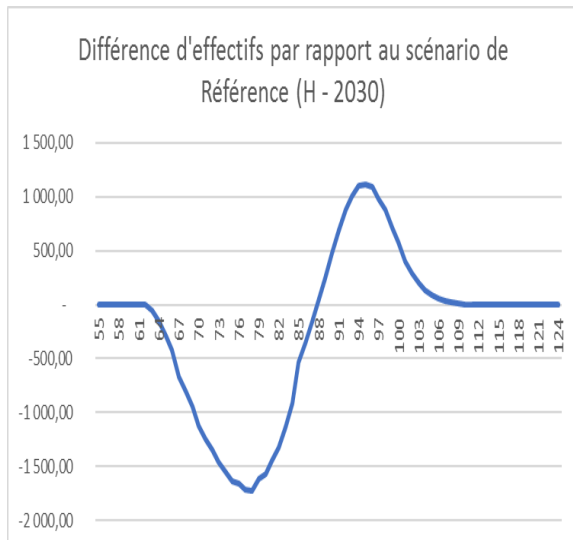
⁹ Les hypothèses macroéconomiques et législatives sont issues des hypothèses COR d'Octobre 2019 du modèle Arrco.



En revanche, il semblerait que l'ancienne table de mortalité ARRCO ait sous-estimé la mortalité des hommes entre 55 et 90 ans puis surestimé cette même mortalité après 90 ans. La mise à jour de la table de mortalité ARRCO devrait donc se traduire par une baisse des effectifs de retraités de droit direct hommes âgés de 55 à 90 ans et une hausse des effectifs de retraités de droit direct hommes âgés de plus 90 ans sur toute la période de projection par rapport au scénario Référence, comme illustré dans les graphiques de la Figure 19. Par ailleurs, il semblerait que l'ancienne table de mortalité ait surestimé la mortalité des femmes retraitées de l'ARRCO sur toute la période de projection. De fait, la mise à jour de la table ARRCO devrait induire une hausse de la population de femmes retraitées sur toute la période de projection par rapport au scénario Référence.

Figure 18: Différence d'effectifs de retraités de droit direct par rapport au scénario de référence





La hausse des effectifs de retraités de droit direct hommes âgés de 90 ans et plus et des retraités femmes induite par la mise à jour de la table de mortalité ARRCO devrait augmenter les charges du régime sur toute la période de projection. Cela étant dit la Figure 20 semble montrer que la hausse annuelle des charges par rapport au scénario Référence ne devrait pas être substantielle. En moyenne, à chaque période, les charges dans le scénario Brass sont supérieures de +0,4% aux charges du

scénario Référence, soit en moyenne 290 millions d'euros de charges supplémentaires¹⁰. Ainsi, entre 2020 et 2070, les charges cumulées supplémentaires engendrées par la réestimation de la mortalité de la population ARRCO devraient atteindre plus de 14,8 Milliards d'euros constants.

Figure 19: Masse annuelle des charges ARRCO¹¹ (en milliards d'euros constants)

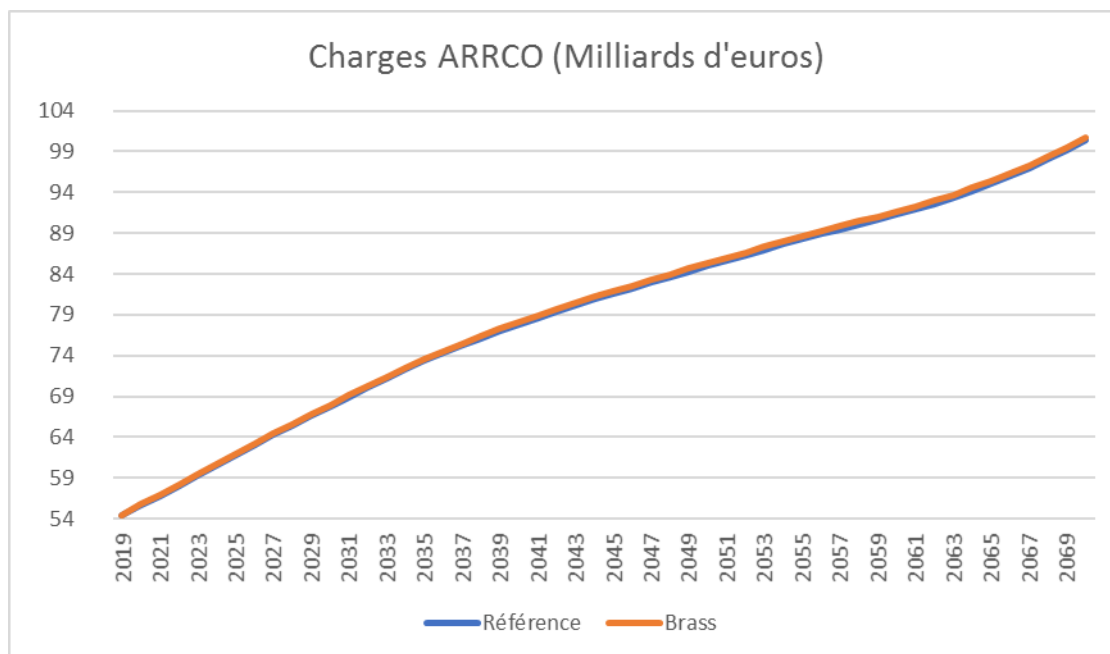
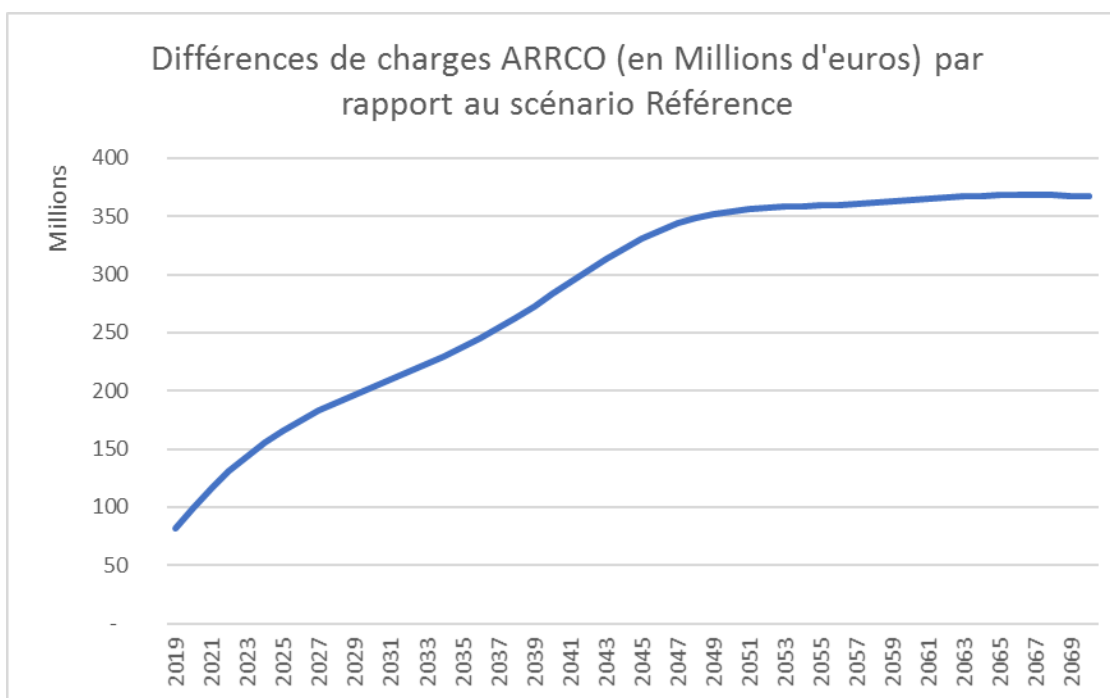


Figure 20: Différences de masse annuelle de charges ARRCO par rapport au scénario Référence (en millions d'euros constants)



¹⁰ La valeur du point retenue est celle de 2017, c'est-à-dire 1,2513.

¹¹ Les charges ARRCO sont composées des allocations de droit direct et de droit dérivé.

6 Conclusion

Les modèles OPERA et ARRCO disposent maintenant chacun d'une table de mortalité spécifique à leurs populations respectives AGIRC et ARRCO. Ces tables de mortalité ont été construites en mobilisant la méthode de Brass. Cette méthode admet qu'il existe une corrélation entre la mortalité de la population française générale et la mortalité de la population AGIRC puis celle de l'ARRCO. Pour mettre en évidence cette corrélation, des informations sur la mortalité de la population française générale ont été extraites des tables de mortalité générationnelle INSEE 2013-2070. Les informations sur la mortalité de la population AGIRC-ARRCO ont été récupérées dans la Base de Référence 2016.

La corrélation entre la mortalité de la population française générale et celle de la population AGIRC-ARRCO a ensuite été utilisée pour obtenir les futures valeurs des taux de mortalité de la population AGIRC et ceux de la population ARRCO. Ces taux de mortalité ont été calculés pour les populations AGIRC et ARRCO, hommes et femmes, âgées de 62 à 120 ans de 2009 à 2070. Les taux de mortalité avant 62 ans sont extraits de la table de mortalité générationnelle INSEE 2013-2070 pour avoir des taux de mortalité uniques pour la population active quel que soit le régime d'affiliation. Ces différents taux de mortalité forment la table de mortalité différenciée de la population AGIRC et de la population ARRCO.

Des tests ont été réalisés pour évaluer l'impact des nouvelles tables de mortalité sur l'évolution des effectifs de retraités de droit direct et des charges de chaque régime. Les tests menés sur le modèle OPERA semblent suggérer que les effectifs de cadres retraités de droit direct devraient être plus faibles que prévu car la mortalité de cette population est plus élevée dans la nouvelle table de mortalité AGIRC. Sur toute la période de projection, les économies de charges cumulées générées par la réestimation avec la méthode de Brass de la mortalité de la population de cadres retraités devraient s'élever à environ 18,7 Milliards d'euros. A l'opposé, les tests menés sur le modèle ARRCO semblent indiquer que les effectifs de retraités de droit direct du régime devraient être plus élevés que prévu car la mortalité de la population ARRCO est moins forte dans la nouvelle table de mortalité ARRCO. Entre 2020 et 2070, les charges cumulées supplémentaires engendrées par la réestimation de la mortalité de la population ARRCO devraient atteindre plus de 14,8 Milliards d'euros constants.

Dans cette étude, pour avoir des tables de mortalité spécifique à la population AGIRC et à la population ARRCO, les deux populations ont été différenciées selon la modalité cadre/non-cadre. Une différenciation plus fine est envisagée pour tenir compte des nouvelles spécificités de la population AGIRC-ARRCO depuis l'apparition du régime unique. La mortalité pourrait par exemple être différenciée selon le niveau de points cumulés au cours de la carrière ou encore selon le niveau de salaires cumulés pendant la vie active. Cette différenciation de la mortalité pourra être prise en compte dans les futures projections de charges financières avec l'utilisation du modèle de microsimulation. Des réflexions sont en cours sur ce sujet et permettront d'alimenter la suite de ces travaux sur la mortalité.