

::MESURE DE L'ESPÉRANCE DE VIE SANS DÉPENDANCE TOTALE EN FRANCE MÉTROPOLITAINE

Frédéric Planchet* **Quentin Guibert*** **Michaël Schwarzinge^α**

Univ Lyon - Université Claude Bernard Lyon 1,
ISFA, Laboratoire SAF EA2429, F-69366, Lyon, France
Prim'Act, 42 avenue de la Grande Armée, 75017 Paris, France
Translational Health Economics Network (THEN), 75010 Paris, France

Infection, Antimicrobials, Modeling & Evolution (IAME), UMR 1137, INSERM - Université Paris Diderot, Sorbonne Paris Cité, Paris, France

Version 3.7 du 18/02/2019

Cet article a pour objectif de construire des tables de mortalité prospectives sans dépendance totale à partir de données françaises nationales. Ces tables permettent en particulier de déterminer des espérances de survie sans dépendance totale, par sexe et par nature de la perte d'autonomie (cognitive ou sinon physique).

I.	INTRODUCTION	2
II.	MÉTHODOLOGIE DE CONSTRUCTION DES TABLES	3
III.	STATISTIQUES DESCRIPTIVES	4
III.a.	Dépendance « toutes causes »	5
III.b.	Dépendance cognitive (ou « démence »)	8
III.c.	Dépendance physique	10
IV.	MESURE DES ESPÉRANCES DE VIE SANS DÉPENDANCE	12
IV.a.	Application à la dépendance « toutes causes »	12
IV.a.1.	<i>Positionnement du niveau de mortalité</i>	12
IV.a.2.	<i>Espérances de vie sans dépendance</i>	17
IV.b.	Analyses de sensibilité sur la mesure de la dépendance	22
IV.b.1.	<i>Espérance de vie sans démence</i>	22
IV.b.2.	<i>Espérance de vie sans dépendance physique</i>	23
V.	CONCLUSION	23
VI.	RÉFÉRENCES	24

* Frédéric Planchet est chercheur au laboratoire SAF (EA n°2429) et consultant au sein du cabinet Prim'Act. Contact : frederic@planchet.net.

Quentin Guibert est professeur associé à l'Université Paris Dauphine, consultant au sein du cabinet Prim'Act et chercheur associé au laboratoire SAF (EA n°2429).

^α Michaël Schwarzinge est le fondateur de la société THEN. Contact : michael.schwarzinge@transhealthecon.net
Travaux réalisés pour le groupe d'étude **QalyDays**, qui inclut, outre les auteurs, Sylvain Baillot (THEN, Paris) ; Stéphane Luchini (CNRS GREQAM Marseille) ; Jürgen Rehm (Campbell Family Mental Health Research Institute, Centre for Addiction and Mental Health, Toronto, ON)

I. INTRODUCTION

L'objectif de ce travail est de proposer des tables de mortalité prospectives sans dépendance par sexe pour la population française âgée de plus de 50 ans. De manière équivalente, il s'agit de mesurer les espérances de vie sans dépendance à différents âges et de les rapprocher des espérances de vie de la population générale, tous états de santé confondus.

La construction de tables de mortalité tenant compte des gains d'espérance de vie est un sujet classique et de nombreuses approches sont proposées dans la littérature pour s'adapter à différents contextes. On pourra notamment consulter BOOTH et TICKLE [2008] et DEBONNEUIL et al. [2016] pour une revue des modèles et une discussion de leurs propriétés.

La présente étude s'appuie sur une exploitation des bases nationales d'hospitalisation en France (PMSI 2008-2013) dont on déduit les effectifs en dépendance et les décès en dépendance sur la période de référence 2008-2012 (cf. SCHWARZINGER [2018]). La dépendance est caractérisée selon deux états, i.e. dépendance cognitive (ou « démence ») ou sinon dépendance physique, dont l'identification à l'hôpital peut raisonnablement être rapprochée de la notion de dépendance « lourde » (GIR 1 et 2) retenue généralement par les assureurs (cf. SCHWARZINGER [2018]). Ces données sont ensuite utilisées pour extraire des tables de population générale des taux de décès « hors dépendance ».

Compte tenu de l'historique des données disponible, limité à 5 années, la construction directe des tables recherchées n'est pas possible et, dès lors, on se tourne vers des approches par positionnement en utilisant le modèle de Brass (cf. PLANCHET et TOMAS [2014b]) avec les tables de mortalité prospectives de l'INSEE¹.

Dans ce contexte, la dérive de mortalité retenue est directement issue de celle proposée par l'INSEE dans son scénario central et on suppose donc implicitement que les gains tendanciels sont décroissants, ce qui peut se discuter (cf. DEBONNEUIL et al. [2016]).

Les tables de mortalité issues de la présente étude sont disponibles en ligne sur la page <http://www.ressources-actuarielles.net/qalydays>.

¹ Voir <http://www.ressources-actuarielles.net/gtmortalite>.

II. MÉTHODOLOGIE DE CONSTRUCTION DES TABLES

Cette construction est effectuée à partir de deux jeux de données distincts :

- les effectifs de la population en France métropolitaine en vie au 01/01 de 2008 à 2012 et les effectifs de décès sur le même périmètre (données INSEE) ;
- ces mêmes informations sur le périmètre des dépendants à partir des bases nationales d'hospitalisations (données PMSI).

Les effectifs vivants et décédés des dépendants sont ensuite comparés à leurs équivalents « population générale » et la surface de mortalité « nette de dépendance » ainsi obtenue est positionnée par rapport aux tables prospectives de l'INSEE au moyen d'un ajustement de type Brass (cf. par exemple BOOTH et TICKLE [2008] ou PLANCHET et TOMAS [2014b]).

Le modèle utilisé s'appuie sur la spécification suivante des probabilités conditionnelles de décès :

$$\ln(q_{xt} / (1 - q_{xt})) = a \times \ln(q_{xt}^{ref} / (1 - q_{xt}^{ref})) + b$$

avec $q_{xt} = q_{xt}(a, b)$ le taux de décès d'expérience et q_{xt}^{ref} le taux issu de la table² INSEE 2060 (cf. PLANCHET et TOMAS [2014c]).

Le coefficient a permet de déformer la structure par âge de la courbe. Ainsi, un coefficient $a < 1$ signifie que l'écart entre les taux de décès d'expérience et les taux de décès de la référence est supérieur aux âges faibles par rapport aux âges élevés et inversement (par ailleurs, pour un taux de décès inférieur à 50 %, $a < 1$ conduit à des taux de décès supérieurs). Le coefficient b permet de repositionner les taux de mortalité avec $b < 0$ conduit à une diminution des taux de mortalité et inversement.

Le critère d'optimisation utilisé pour l'estimation des paramètres consiste à minimiser la fonction³

$$\phi(a, b) = \sum_x \left| \sum_t E_{x,t} \times q_{xt}(a, b) - D_{x,t} \right| + \sum_t \left| \sum_x E_{x,t} \times q_{xt}(a, b) - D_{x,t} \right|.$$

Cette modification du critère usuellement utilisé avec le modèle de Brass (cf. PLANCHET et THÉRON [2011]) permet d'améliorer sensiblement l'adéquation du modèle aux données en considérant conjointement les dimensions « âge » et « année du moment » (voir les

² Ces tables sont disponibles par exemple ici <http://www.ressources-actuarielles.net/gtmortalite>.

³ Différentes fonctions de pertes ont été testées, la version présentée ici est celle qui conduit aux ajustements les plus pertinents.

travaux menés par l'Institut des Actuaire pour une discussion sur ce point dans PLANCHET et TOMAS [2014a], [2014b]).

L'âge limite de décès est laissé fixe (autour de 120 ans) et déterminé par les tables INSEE 2060 ; on n'intègre donc pas de dérive de ce paramètre pour la population sans dépendance. Ce choix est motivé par les résultats de DONG et *al.* [2016] et évite d'introduire dans cette étude une modélisation d'un éventuel glissement, sujet discuté et délicat à calibrer. La non prise en compte de cet éventuel effet a pour conséquence que les niveaux d'espérance de vie sans dépendance constituent des bornes inférieures des valeurs que l'on obtiendrait en faisant augmenter l'âge maximal au décès.

III. STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Les données brutes sont présentées, pour la dépendance « toutes causes », égale à la somme des dépendances cognitive (ou « démence ») et physique. La dépendance cognitive représente environ 2/3 des dépendances.

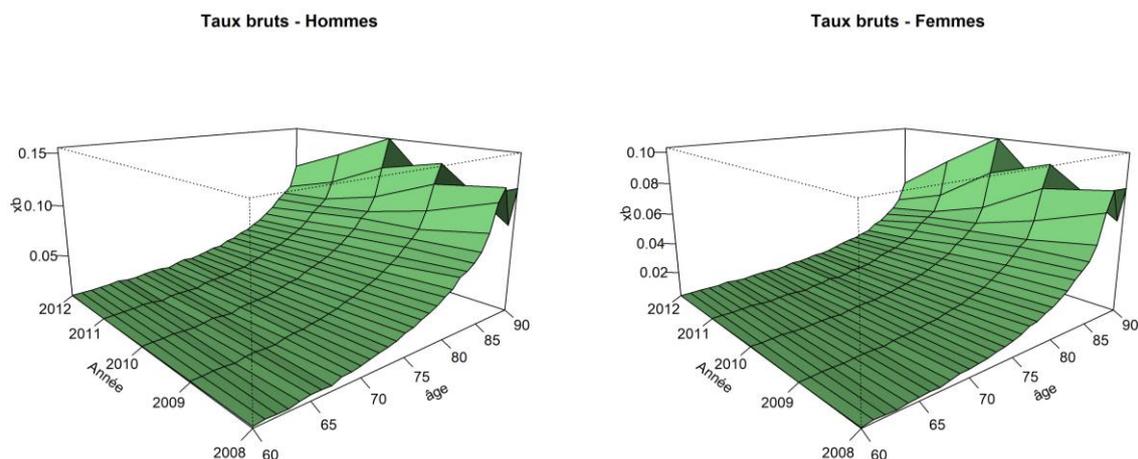
Les données présentées ci-dessous intègrent une imputation des décès pour tenir compte du fait que tous les décès ne sont pas observés à l'hôpital (cf. SCHWARZINGER [2018]).

Les ajustements sont effectués sur la plage 60-90 ans, sur laquelle se concentrent les données d'intérêt. En particulier, les taux de décès après 90 ans issus des données après imputation ne présentent pas des dérives comparables entre elles, ce qui est une limite de la méthode d'imputation lorsqu'elle est mise en œuvre par année calendaire. Aussi, nous nous limitons l'âge maximum d'étude à 90 ans.

III.a. Dépendance « toutes causes »

Les taux de décès bruts, estimés par la méthode de Hoem⁴, sont les suivants :

Fig. 1 : Taux de mortalité bruts par âge et par année de 2008 à 2012 (60 – 90 ans)



Du fait de la volumétrie très importante, ces surfaces sont très régulières. Les taux de décès de la population générale sont logiquement plus élevés que ceux de la population sans dépendance. La Fig. 2 : décrit le ratio des taux de décès de la population générale (Insee) et des taux de décès bruts estimés pour la population observés à l'hôpital :

Fig. 2 : Comparaisons des taux de mortalité bruts en population générale et « sans dépendance »



On note que sur les 5 années de la période d'observation, le ratio entre les taux de mortalité de population générale et les taux de la population « sans dépendance » a

⁴ L'estimateur de Hoem a été préféré ici à celui de Kaplan-Meier dans un souci de cohérence entre les visions empiriques et ajustées pour les nombres de sorties. Les estimations fournies par Kaplan-Meier sont sensiblement différentes de celles fournies par Hoem. Elles conduisent à des ajustements fournissant plus de décès. Les définitions des estimateurs figurent dans PLANCHET et THÉRON [2011].

tendance à croître de manière assez rapide, signe d'une amélioration de la mortalité plus rapide dans la population « sans dépendance » que dans la population générale, toutes choses égales par ailleurs.

En vision cumulée sur la période d'observation on obtient :

Fig. 3 : Taux bruts de décès et exposition au risque - hommes

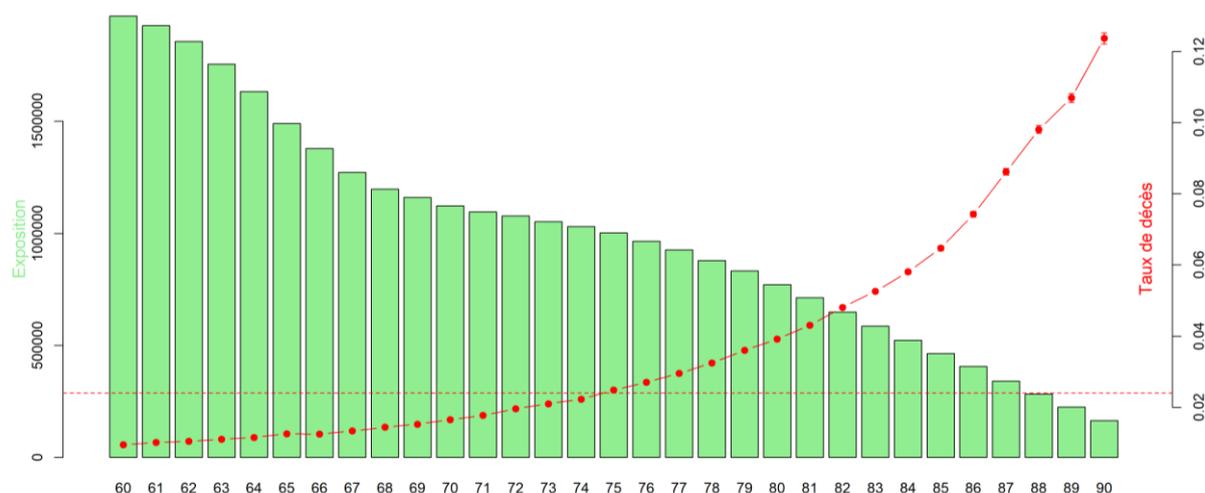
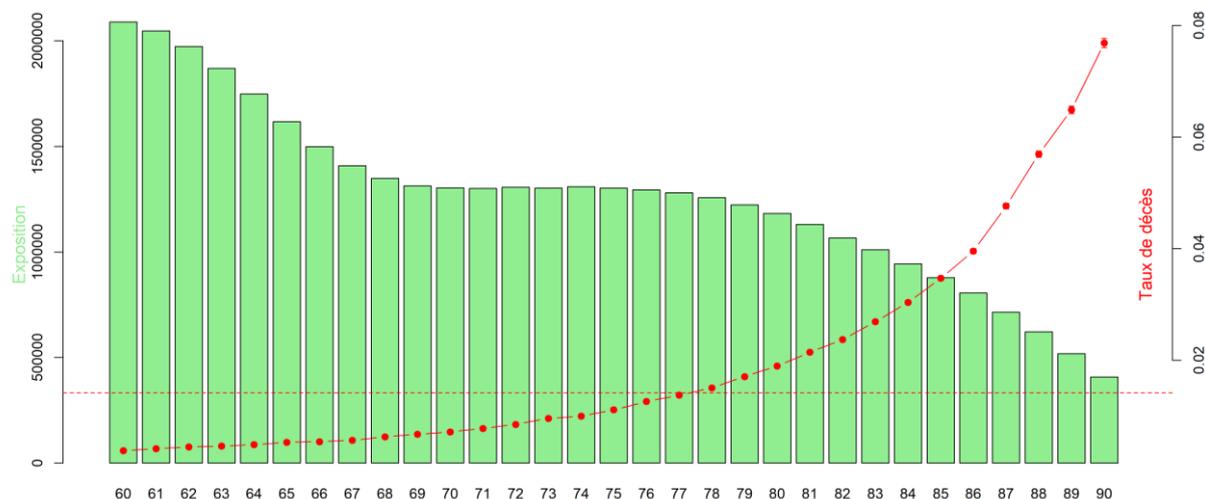


Fig. 4 : Taux bruts de décès et exposition au risque - femmes



On remarque en particulier la forme « rectangulaire » plus marquée de l'exposition pour la population féminine, qui reflète une augmentation plus tardive des probabilités conditionnelles de décès, associée à une plus forte convexité.

Les statistiques descriptives obtenues avec les données de la population sans dépendance sont présentées dans le tableau ci-dessous :

Tab. 1. Statistiques descriptives (2008-2012)

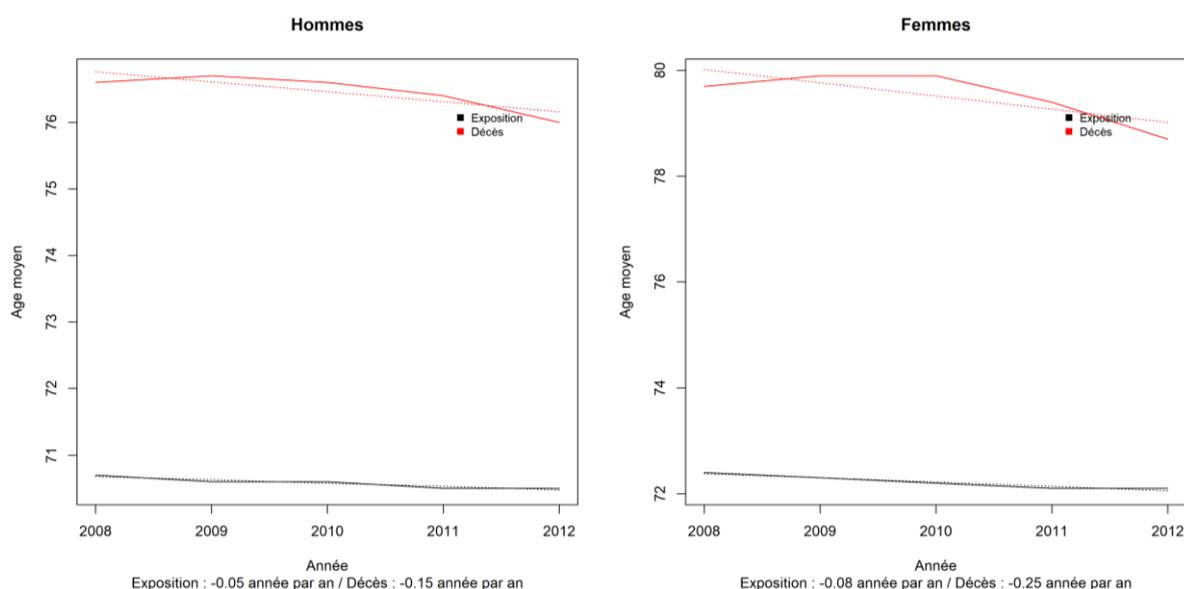
```

Type de dépendance : dem_dp - Type d'imputation : 2
Proportion d'hommes (sex-ratio) : 0.440357320078315
Périodes : 2008, 2009, 2010, 2011, 2012
-----
Ventilation de l'exposition - H : 5866881, 6004844, 6143811, 6287121, 6441286
Age moyen de l'exposition - H : 70.7, 70.6, 70.6, 70.5, 70.5
Ventilation des décès - H : 160736, 154065, 148999, 140129, 135369
Age moyen au décès - H : 76.6, 76.7, 76.6, 76.4, 76
Taux de décès bruts (en %) - H : 2.7397, 2.5657, 2.4252, 2.2288, 2.1016
-----
Ventilation de l'exposition - F : 7568778, 7680010, 7801381, 7932752, 8089036
Age moyen de l'exposition - F : 72.4, 72.3, 72.2, 72.1, 72.1
Ventilation des décès - F : 128917, 121470, 113368, 100222, 89787
Age moyen au décès - F : 79.7, 79.9, 79.9, 79.4, 78.7
Taux de décès bruts (en %) - F : 1.7033, 1.5816, 1.4532, 1.2634, 1.1100

```

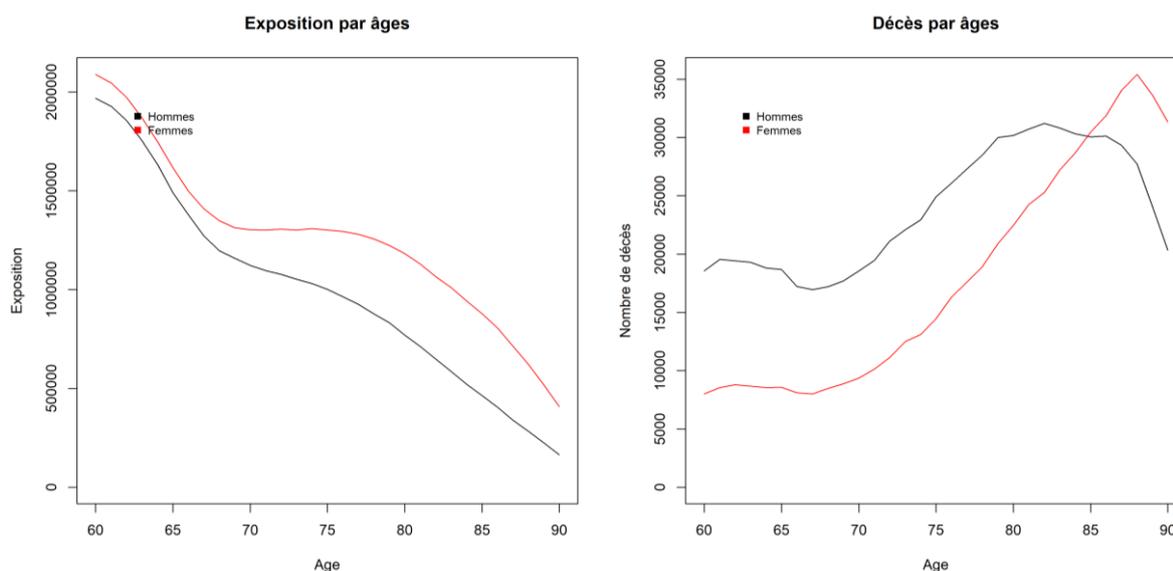
L'âge moyen de l'exposition et l'âge au décès sont stables sur les cinq années d'observation :

Fig. 5 : Variation des âges moyens de l'exposition et au décès par année



Graphiquement, les répartitions par âge de l'exposition au risque et des décès sont les suivantes :

Fig. 6 : Exposition et décès par âge

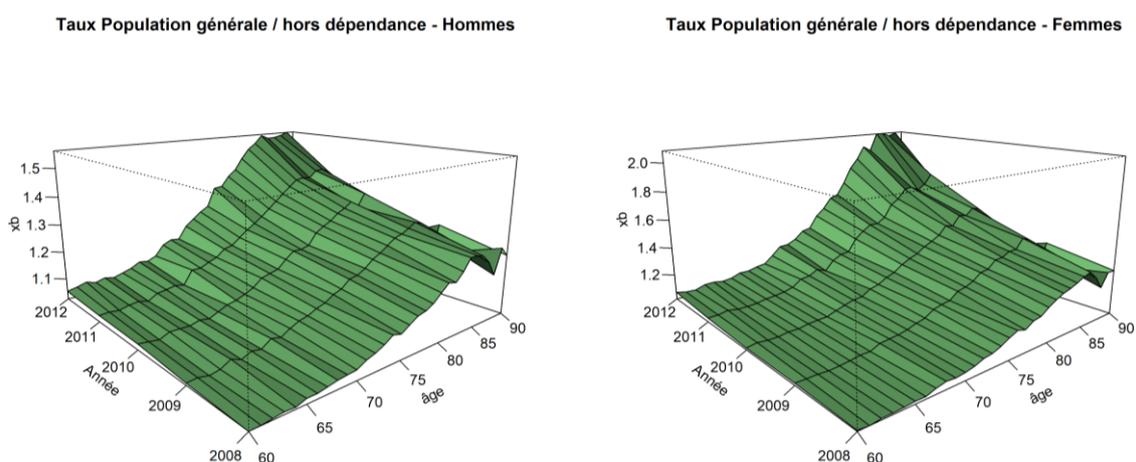


III.b. Dépendance cognitive (ou « démence »)

L'état de dépendance cognitive considéré ici correspond à un diagnostic médical de démence (i.e., maladies d'Alzheimer et apparentées) avec déficit cognitif sévère (cf. SCHWARZINGER et al. [2018]).

Les taux de décès de la population générale sont logiquement plus élevés que ceux de la population « sans démence »:

Fig. 7 : Comparaisons des taux de mortalité bruts en population générale et « sans démence »



Les statistiques descriptives obtenues avec les données de la population « sans démence » sont présentées dans le tableau ci-dessous :

Tab. 2. Statistiques descriptives (2008-2012)

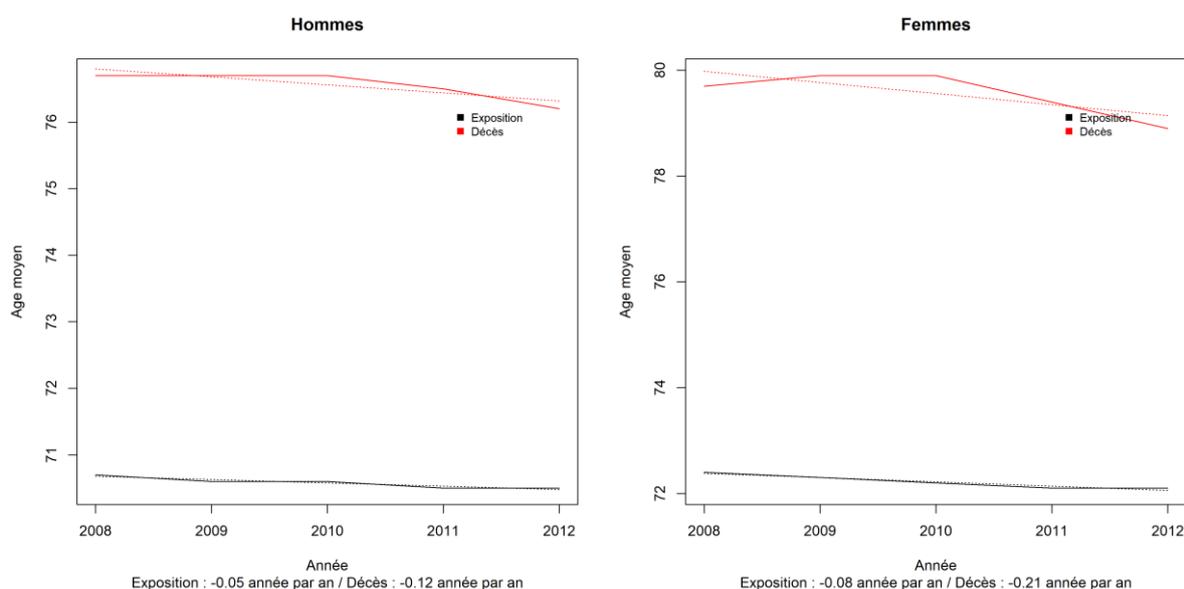
```

Type de dépendance : dem - Type d'imputation : 2
Proportion d'hommes (sex-ratio) : 0.440312706821407
Périodes : 2008, 2009, 2010, 2011, 2012
-----
Ventilation de l'exposition - H : 5869897, 6011623, 6153925, 6298874, 6452872
Age moyen de l'exposition - H : 70.7, 70.6, 70.6, 70.5, 70.5
Ventilation des décès - H : 169270, 165564, 163642, 155386, 152095
Age moyen au décès - H : 76.7, 76.7, 76.7, 76.5, 76.2
Taux de décès bruts (en %) - H : 2.8837, 2.7541, 2.6591, 2.4669, 2.3570
-----
Ventilation de l'exposition - F : 7573118, 7689938, 7816071, 7949663, 8105216
Age moyen de l'exposition - F : 72.4, 72.3, 72.2, 72.1, 72.1
Ventilation des décès - F : 137462, 133133, 128129, 115638, 107173
Age moyen au décès - F : 79.7, 79.9, 79.9, 79.4, 78.9
Taux de décès bruts (en %) - F : 1.8151, 1.7313, 1.6393, 1.4546, 1.3223

```

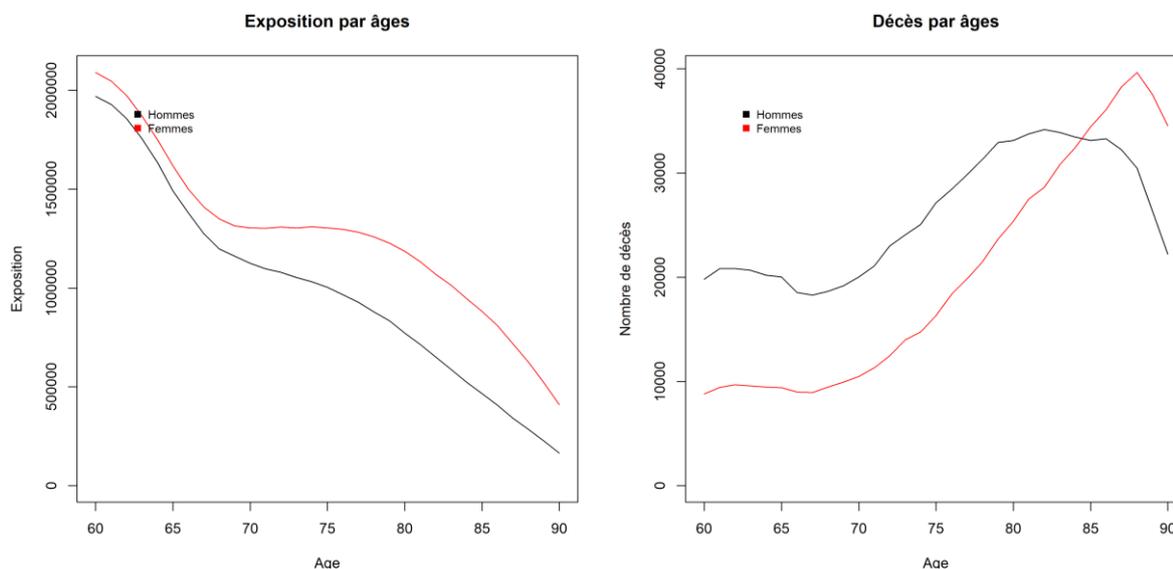
L'âge moyen de l'exposition et l'âge au décès sont stables sur les cinq années d'observation :

Fig. 8 : Variation des âges moyens de l'exposition et au décès par année



Graphiquement, les répartitions par âge de l'exposition au risque et des décès sont les suivantes :

Fig. 9 : Exposition et décès par âge

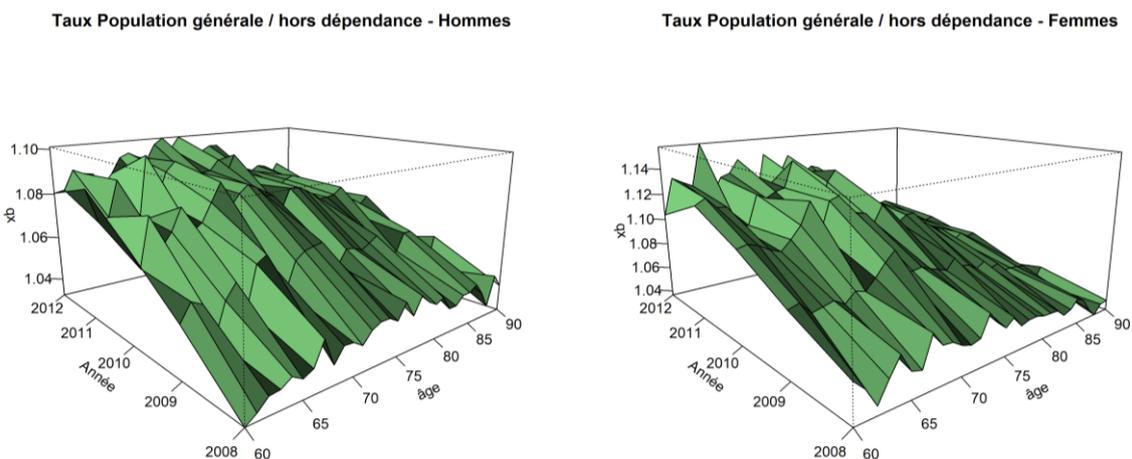


III.c. Dépendance physique

L'état de dépendance physique considéré ici correspond à un état grabataire sans démence (cf. SCHWARZINGER [2018]). On peut noter que l'état de dépendance physique inclut la dépendance neurologique autre que démence pouvant compliquer e.g., maladie de Parkinson, sclérose en plaques...

Les taux de décès de la population générale (issus de l'INSEE) sont logiquement plus élevés que ceux de la population « sans dépendance physique »:

Fig. 10 : Comparaison des taux de mortalité bruts en population générale et « sans dépendance physique » et



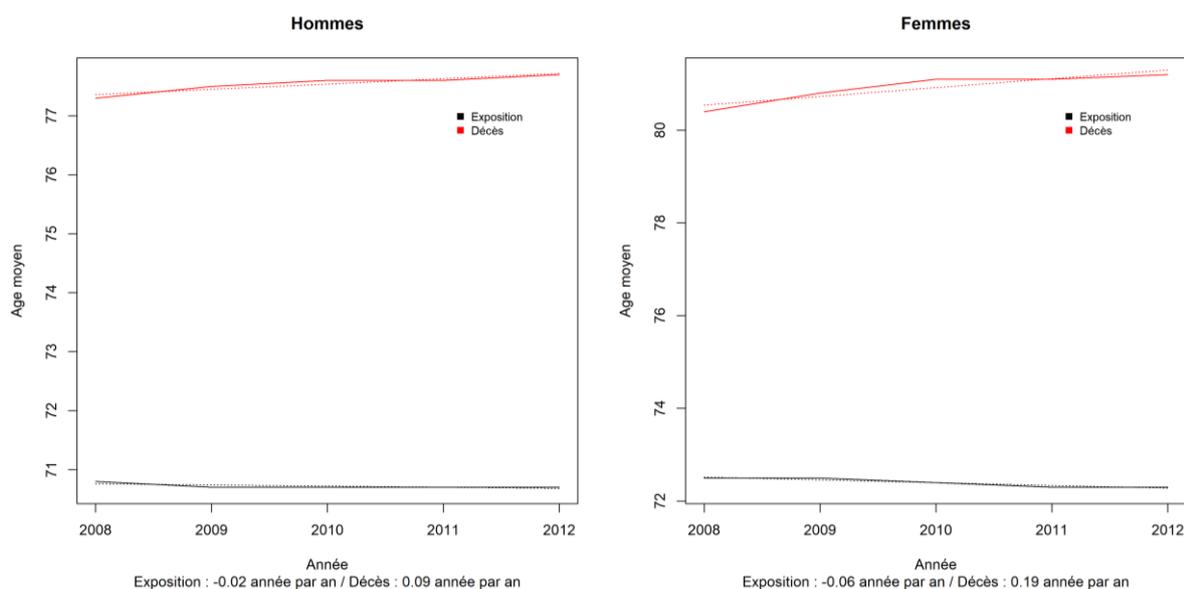
Les statistiques descriptives obtenues avec les données de la population « sans dépendance physique » sont présentées dans le tableau ci-dessous :

Tab. 3. Statistiques descriptives (2008-2012)

```
Type de dépendance : dp - Type d'imputation : 2
Proportion d'hommes (sex-ratio) : 0.43916651220322
Périodes : 2008, 2009, 2010, 2011, 2012
-----
Ventilation de l'exposition - H : 5901046, 6074893, 6236811, 6391722, 6540358
Age moyen de l'exposition - H : 70.8, 70.7, 70.7, 70.7, 70.7
Ventilation des décès - H : 187447, 187480, 187633, 183916, 188277
Age moyen au décès - H : 77.3, 77.5, 77.6, 77.6, 77.7
Taux de décès bruts (en %) - H : 3.1765, 3.0861, 3.0085, 2.8774, 2.8787
-----
Ventilation de l'exposition - F : 7628780, 7806306, 7967894, 8115445, 8254790
Age moyen de l'exposition - F : 72.5, 72.5, 72.4, 72.3, 72.3
Ventilation des décès - F : 163559, 166076, 166544, 161605, 165980
Age moyen au décès - F : 80.4, 80.8, 81.1, 81.1, 81.2
Taux de décès bruts (en %) - F : 2.1440, 2.1275, 2.0902, 1.9913, 2.0107
```

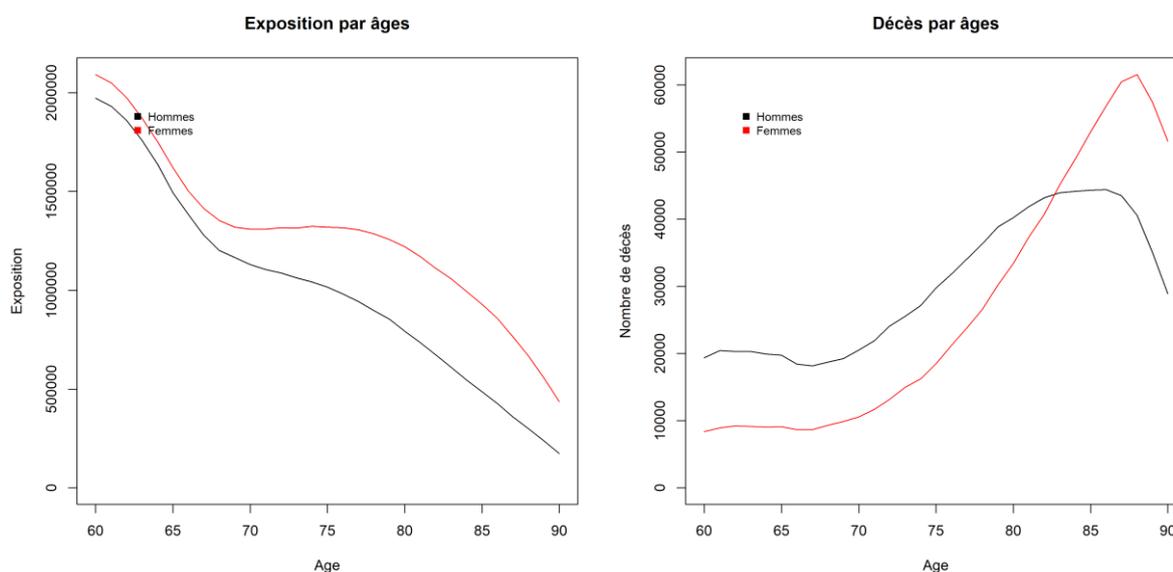
L'âge moyen de l'exposition est stable sur les cinq années d'observation, l'âge au décès croît légèrement :

Fig. 11: Variation des âges moyens de l'exposition et au décès par année



Graphiquement, les répartitions par âge de l'exposition au risque et des décès sont les suivantes :

Fig. 12 : Exposition et décès par âge



Les structures de population sont proches dans les trois cas de figures considérés, seuls les taux de décès varient significativement.

IV. MESURE DES ESPÉRANCES DE VIE SANS DÉPENDANCE

On effectue un ajustement utilisant le modèle de Brass avec comme référence les tables prospectives INSEE 2060.

IV.a. Application à la dépendance « toutes causes »

Il s'agit de porter un avis sur la qualité de ces ajustements et sur la cohérence des dérivés qui en découlent.

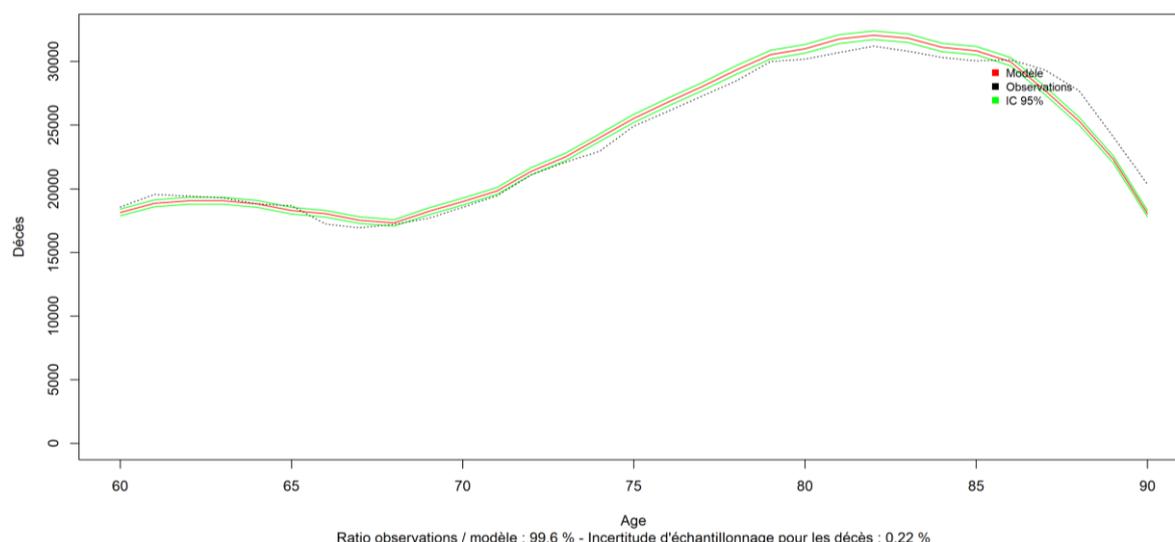
La mesure de la qualité de l'ajustement est effectuée à deux niveaux : dans un premier temps on vérifie que la mortalité est correctement représentée sur la période d'observation puis, dans un second temps, on s'attache à porter un avis sur la tendance d'évolution des taux de mortalité et des espérances de vie qui s'en déduisent.

IV.a.1. Positionnement du niveau de mortalité

La première mesure réalisée consiste à comparer, âge par âge et sur l'ensemble de la période d'observation, les nombres de décès observés avec les valeurs issues du modèle. Les résultats obtenus pour les hommes et les femmes montrent globalement un

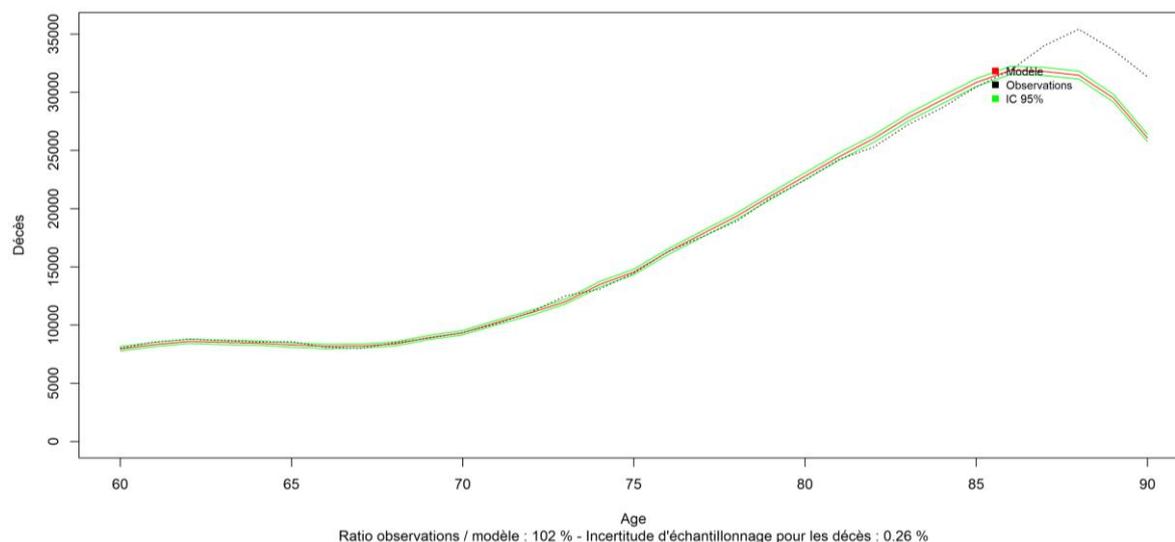
ajustement sans biais des décès observés, pour une incertitude globale associée aux erreurs d'échantillonnage⁵ de l'ordre de 0,2 % :

Fig. 13 : Comparaison des décès observés et modélisés – Hommes – Référence INSEE 2060



La situation de la population féminine est identique :

Fig. 14 : Comparaison des décès observés et modélisés – Femmes – Référence INSEE 2060



Le pic global de mortalité à 88 ans est aiguë chez les femmes par la prise en compte de la seule mortalité sans dépendance. Or les femmes (plus que les hommes) sont soumises aux plus forts taux de dépendance cognitive enregistrés au décès : 31 % (vs 25 %) des décès à 75-84 ans, 41 % (vs 34 %) à 85-94 ans et 36 % (vs. 31 %) à 95+ (voir

⁵ Cette incertitude est mesurée par la demi-largeur relative de l'intervalle de confiance à 95 % sur les valeurs modélisées.

SCHWARZINGER [2018] pour ces chiffres). Les formes des courbes s'expliquent par l'évolution en fonction de l'âge de l'exposition et des taux de décès (cf. la Fig. 3 : pour les hommes et la Fig. 4 : pour les femmes).

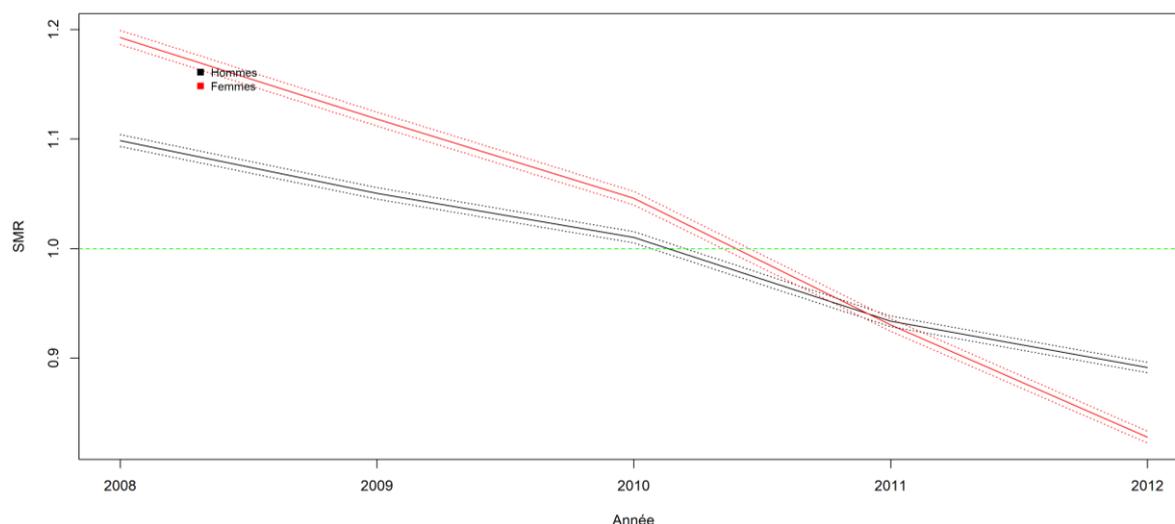
Afin de disposer d'une vision plus synthétique et d'identifier une éventuelle déformation au fil du temps, on complète cette première analyse par le calcul du ratio de mortalité standardisé (SMR) pour chaque année de 2008 à 2012.

Le SMR est défini comme le rapport du nombre de décès observé au nombre de décès prédits dans une population de référence, avec l'objectif de décider si la mortalité du groupe observé est identique à celle du groupe de référence ; on a ainsi, avec des notations évidentes :

$$SMR_t = \frac{D_t}{E_t} = \frac{\sum_{x=x_m}^{x_M} D_{xt}}{\sum_{x=x_m}^{x_M} E_{xt} \times q_{xt}}$$

On obtient les résultats suivants :

Fig. 15 : SMR par année d'observation⁶



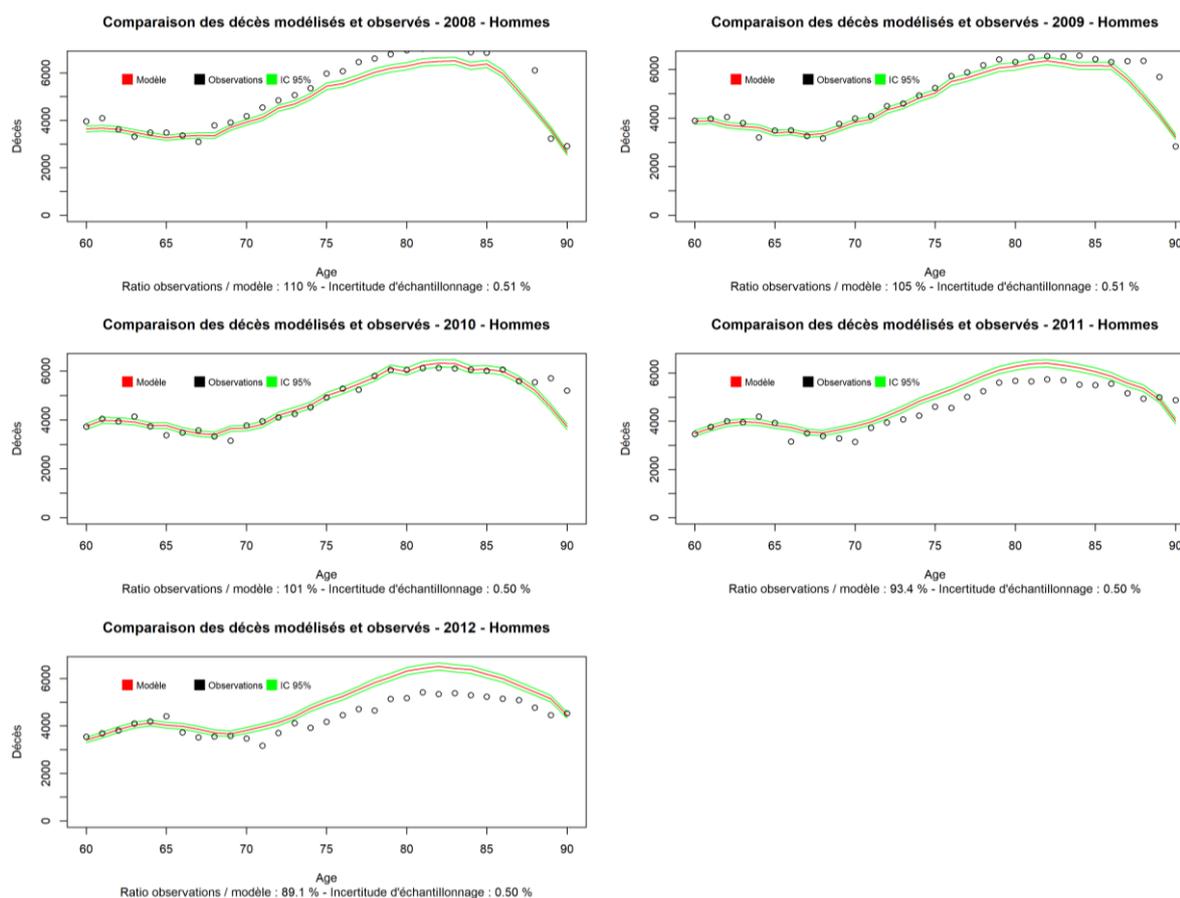
La tendance décroissante observée sur la période d'observation indique que l'amélioration de la mortalité est *a priori* plus rapide dans la population « sans dépendance » que dans la population générale. Ce phénomène est cohérent avec une hypothèse de compression de morbidité (cf. par exemple CAMBOIS et ROBINE [2012]). En pratique, la conséquence de ce comportement est que les espérances de vie résiduelles

⁶ Les lignes pointillées représentent les intervalles de confiance à 95 % autour de la valeur centrale.

sans dépendance issues des tables proposées pourraient inclure un biais de sous-estimation, si le décalage noté ci-dessus s'avérait pérenne et associé à un phénomène durable de compression de morbidité.

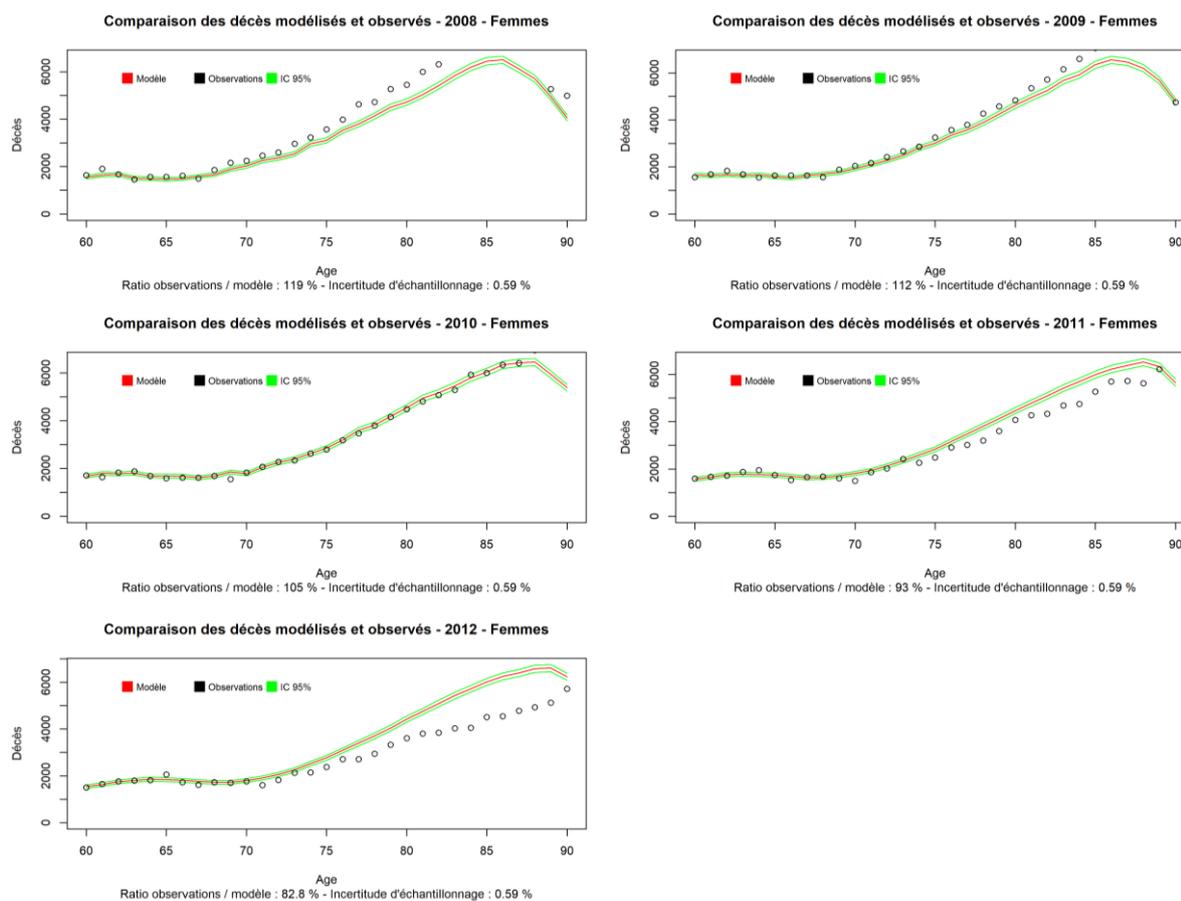
On complète ces analyses globales par des comparaisons par année de la période d'observation :

Fig. 16 : Décès observés et modélisés par année – Hommes - référence INSEE 2060



On constate une bonne stabilité des comportements sur la période d'observation. L'incertitude annuelle est d'environ 0,5%. Dans le cas de la population féminine, on obtient :

Fig. 17 : Décès observés et modélisés par année – Femmes - référence INSEE 2060



IV.a.2. Espérances de vie sans dépendance

Les analyses ci-dessus se limitent à l'examen des comportements sur la période d'observation, dans le cadre d'une confrontation entre les données et les valeurs issues du modèle. La forme des espérances de survie résiduelles obtenue est semblable à une table « population générale » :

Fig. 18 : Espérances de vie ajustées - hommes

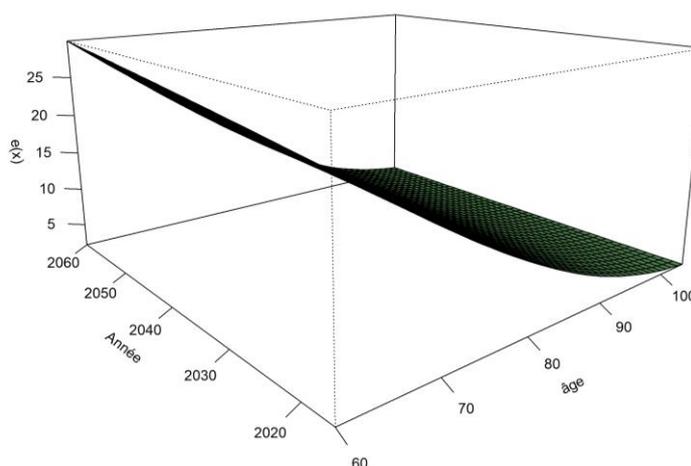
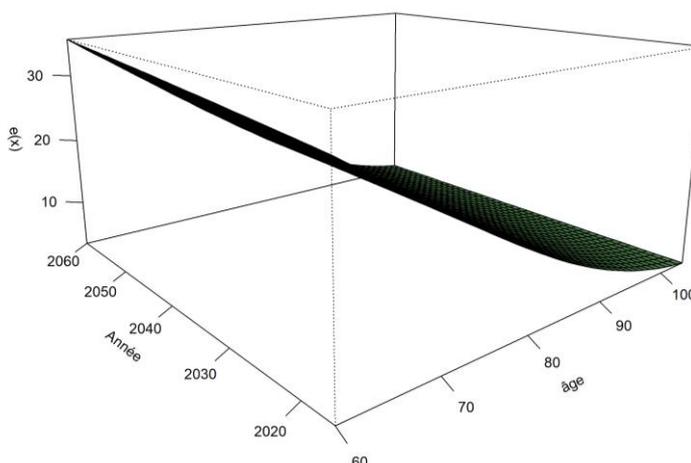
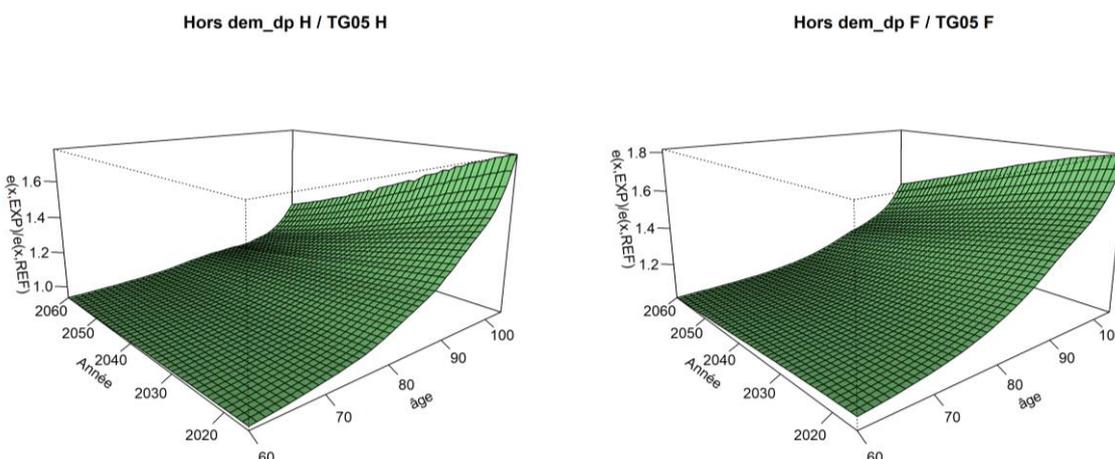


Fig. 19 : Espérances de vie ajustées - femmes



On s'attache maintenant à porter un avis sur la tendance d'évolution de la mortalité en examinant le comportement des espérances de vie résiduelles issues des tables ajustées que l'on compare aux espérances de vie issues des références réglementaires en assurance TGH/F 05 :

Fig. 20 : Comparaison des espérances de vie résiduelles et TGH/F 05



On observe que les espérances de vie ajustées sont d'abord inférieures à celles issues des références réglementaires pour les hommes aux âges jeunes. Aux âges plus élevés, la prévalence de la dépendance conduit à des espérances de vie sans dépendance légèrement plus élevées que les tables « assurance ». Pour les femmes, les espérances de vie sans dépendance sont toujours plus élevées que celles issues des TGH/F 05, l'écart croissant avec l'âge.

Les coupes de ces surfaces à 50, 60, 70 et 80 ans le mettent en évidence :

Fig. 21 : Comparaison des espérances de vie résiduelles à 50 ans

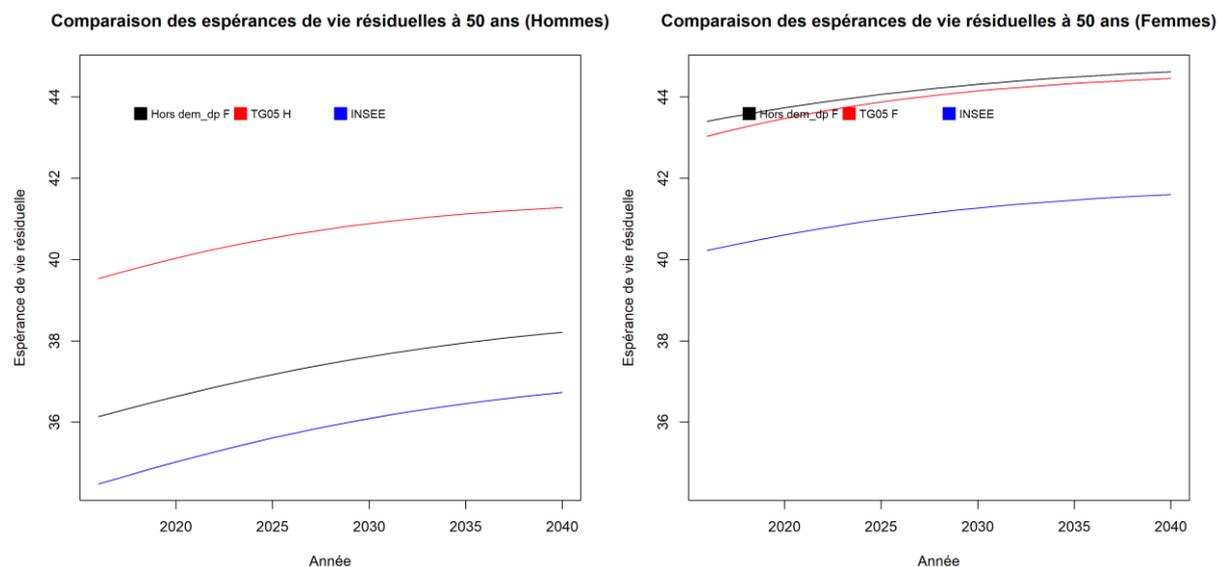
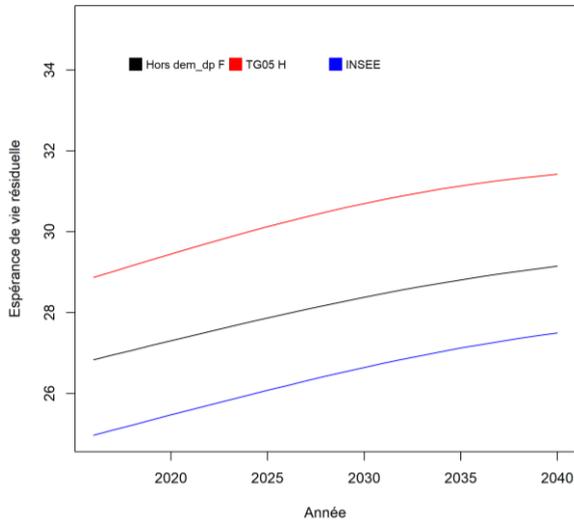


Fig. 22 : Comparaison des espérances de vie résiduelles à 60 ans

Comparaison des espérances de vie résiduelles à 60 ans (Hommes)



Comparaison des espérances de vie résiduelles à 60 ans (Femmes)

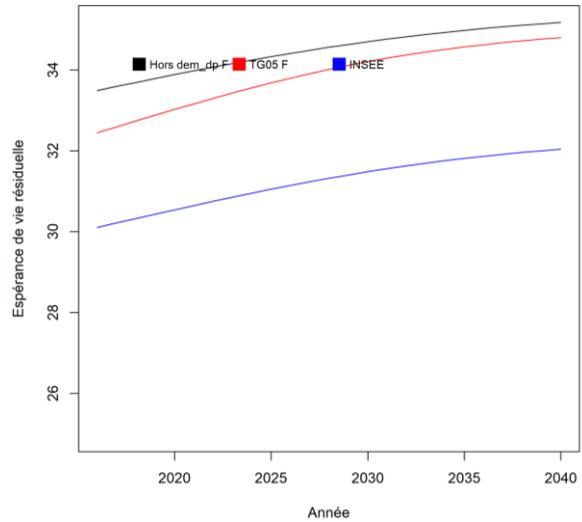
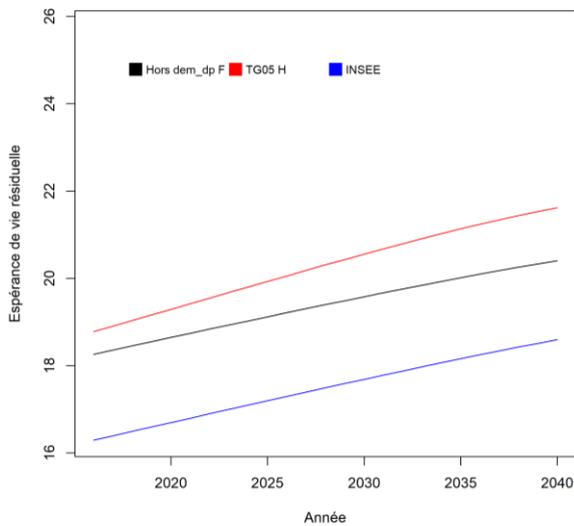


Fig. 23 : Comparaison des espérances de vie résiduelles à 70 ans

Comparaison des espérances de vie résiduelles à 70 ans (Hommes)



Comparaison des espérances de vie résiduelles à 70 ans (Femmes)

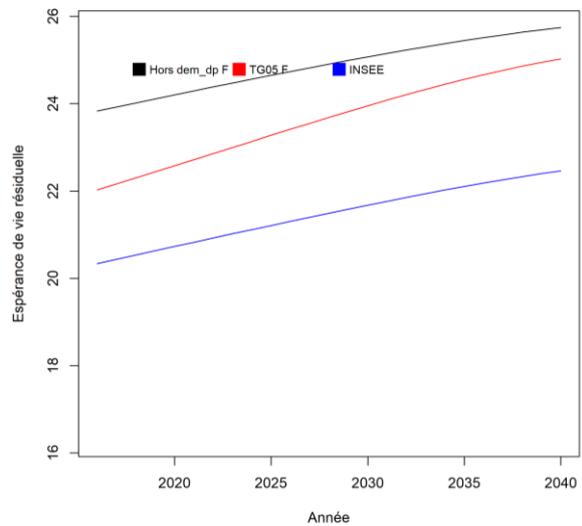
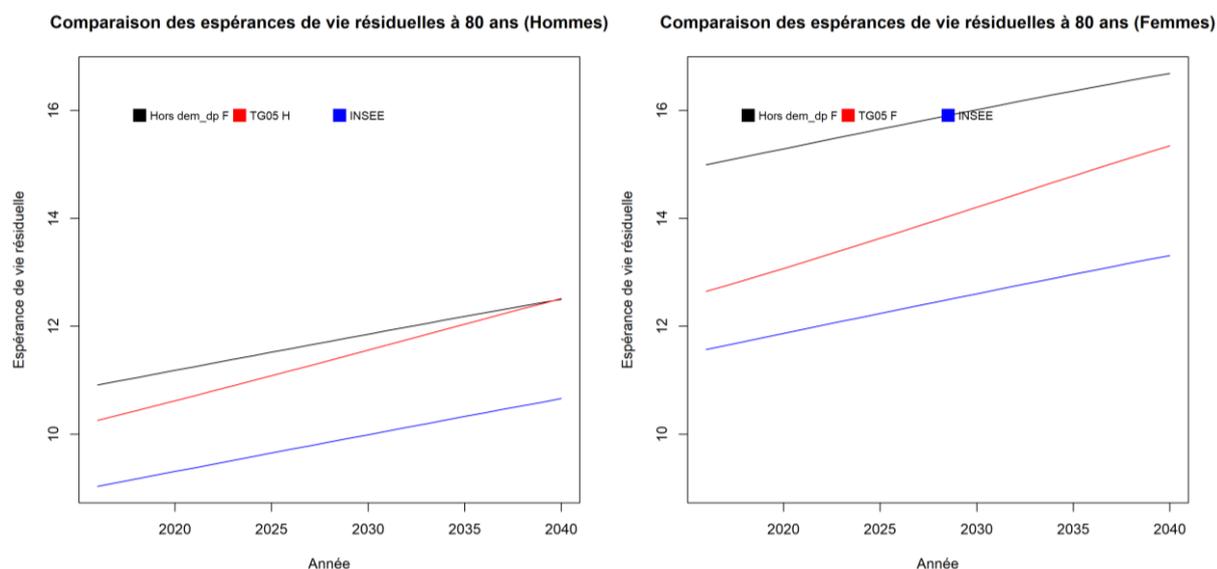


Fig. 24 : Comparaison des espérances de vie résiduelles à 80 ans

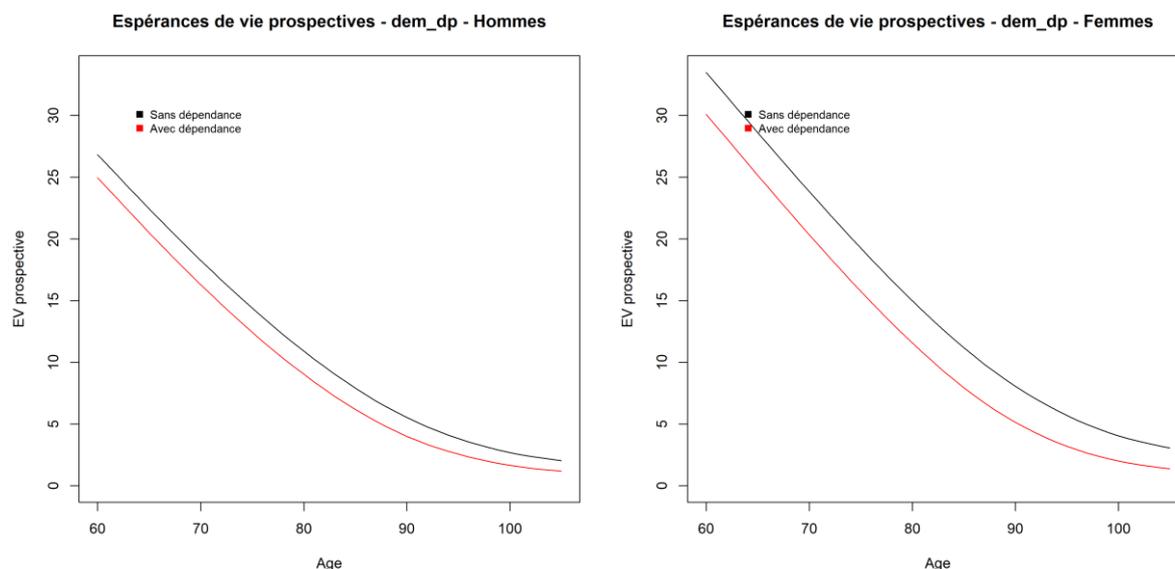


Globalement, l'espérance de vie résiduelle est entre celle de l'INSEE et celle de la TGH 05 pour les hommes jusqu'à 80 ans et toujours au-dessus de la TGF 05 pour les femmes. Pour expliquer les différences de comportement entre les hommes et les femmes, on peut notamment souligner les points suivants :

- les tables « assurance » capturent une population relativement homogène et en bonne santé ;
- la population masculine est plus hétérogène avec plus de personnes en mauvaise santé autour de 50-60 ans ce qui expliquerait pour les hommes le positionnement de l'EV sans dépendance proche de l'Insee autour de 50-60 ans puis sa remontée vers la TGH avec l'âge au fur et à mesure que les personnes en mauvaise santé décèdent ;
- la population féminine est en meilleure santé et moins hétérogène ce qui la rapproche de la TGF d'emblée. Le fait que cette dernière soit prudente peut expliquer alors que l'EV sans dépendance est supérieure à la TGF.
- L'espérance de vie sans dépendance prend en compte la seule mesure de la dépendance totale qui est un événement relativement peu fréquent et survenant surtout aux grands âges (dépendance cognitive). Les analyses de sensibilité conduites sur des mesures de morbidité plus larges retrouvent des gains d'espérance de vie beaucoup plus spectaculaires.

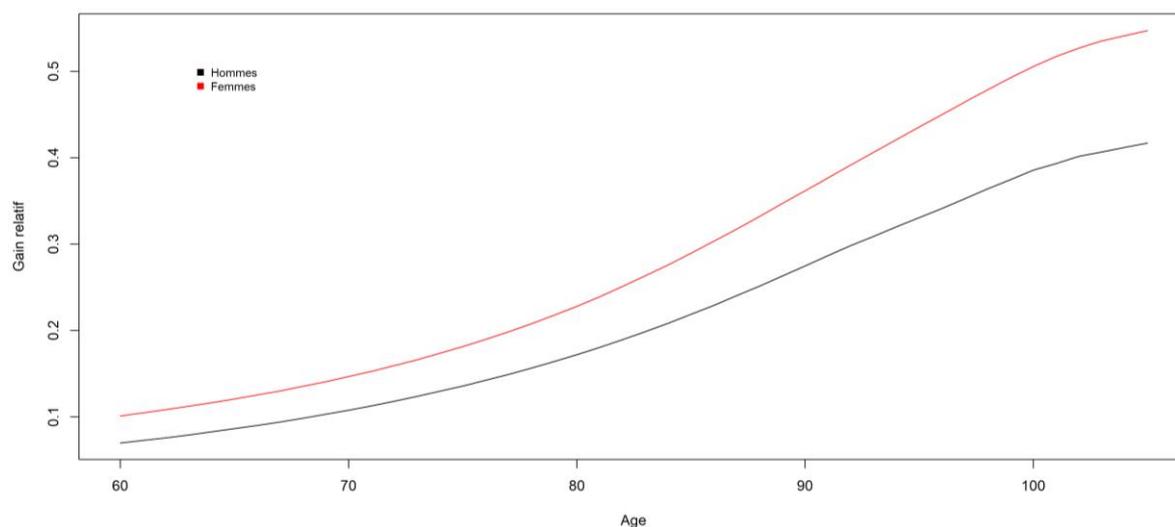
Enfin, on rapproche les espérances de vie sans dépendance et avec dépendance, ce qui conduit aux résultats suivants, en 2017 :

Fig. 25 : Espérances de vie résiduelles avec et sans dépendance en 2017



Le gain relatif augmente avec l'âge :

Fig. 26 : Ratio entre l'EV sans dépendance et l'EV avec dépendance



Ainsi, l'espérance de vie sans dépendance est supérieure d'environ 10 % à l'espérance de vie totale (y compris dépendance) à 60 ans, l'écart augmente ensuite pour être de l'ordre de 25 % (resp. 35 %) à 90 ans pour les hommes (resp. femmes).

On examine maintenant de manière synthétique la situation pour la dépendance cognitive (« démence ») et la dépendance physique.

IV.b. Analyses de sensibilité sur la mesure de la dépendance

On se focalise sur les âges « extrêmes » de 50 et 80 ans, l'idée étant de rapprocher ces figures de leur équivalent pour la dépendance « toutes causes » (Fig. 21 : et Fig. 24 :).

IV.b.1. Espérance de vie sans démence

Ce type de dépendance est le plus fréquent, notamment chez les femmes.

Fig. 27 : Comparaison des espérances de vie résiduelles à 50 ans

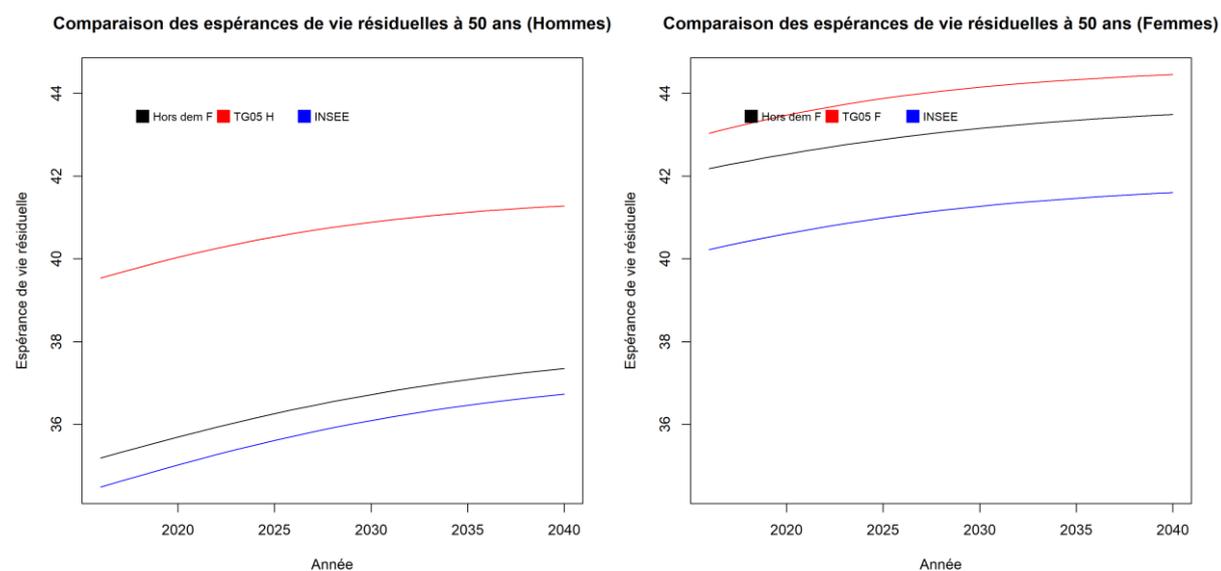
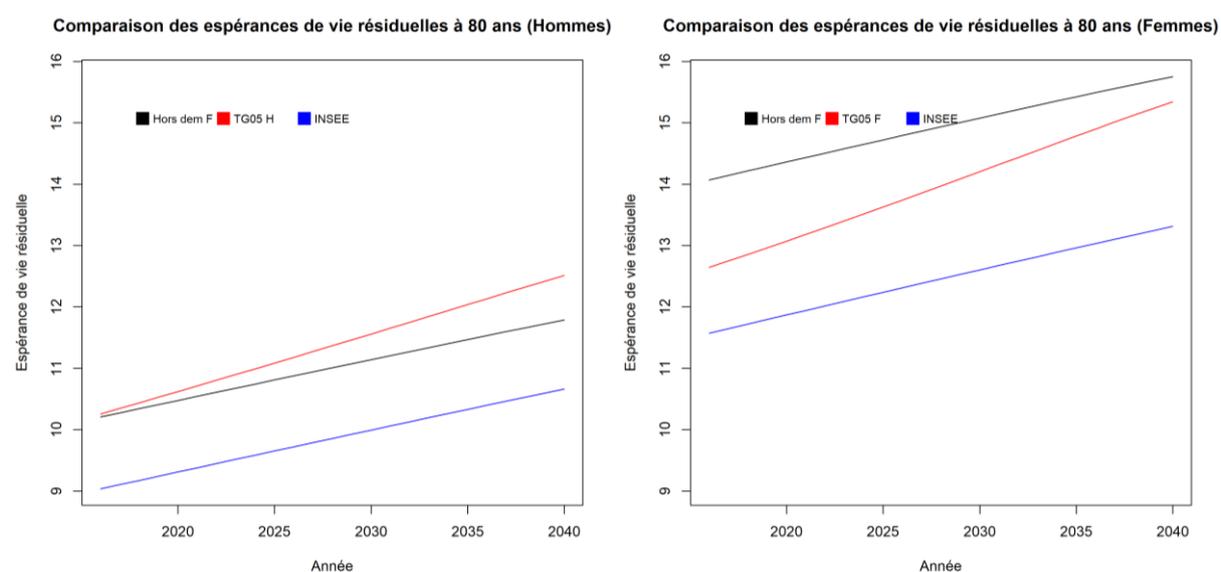


Fig. 28 : Comparaison des espérances de vie résiduelles à 80 ans



IV.b.2. Espérance de vie sans dépendance physique

La suppression de la dépendance physique est sans gros impact sur l'espérance de vie à 50 ans, comme à 80 ans :

Fig. 29 : Comparaison des espérances de vie résiduelles à 50 ans

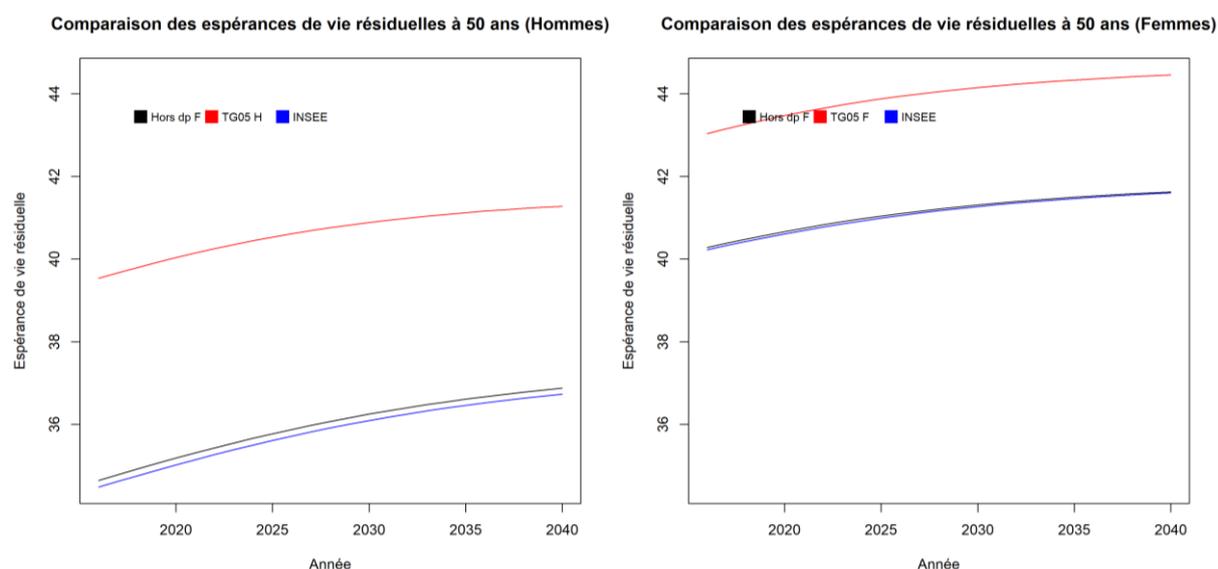
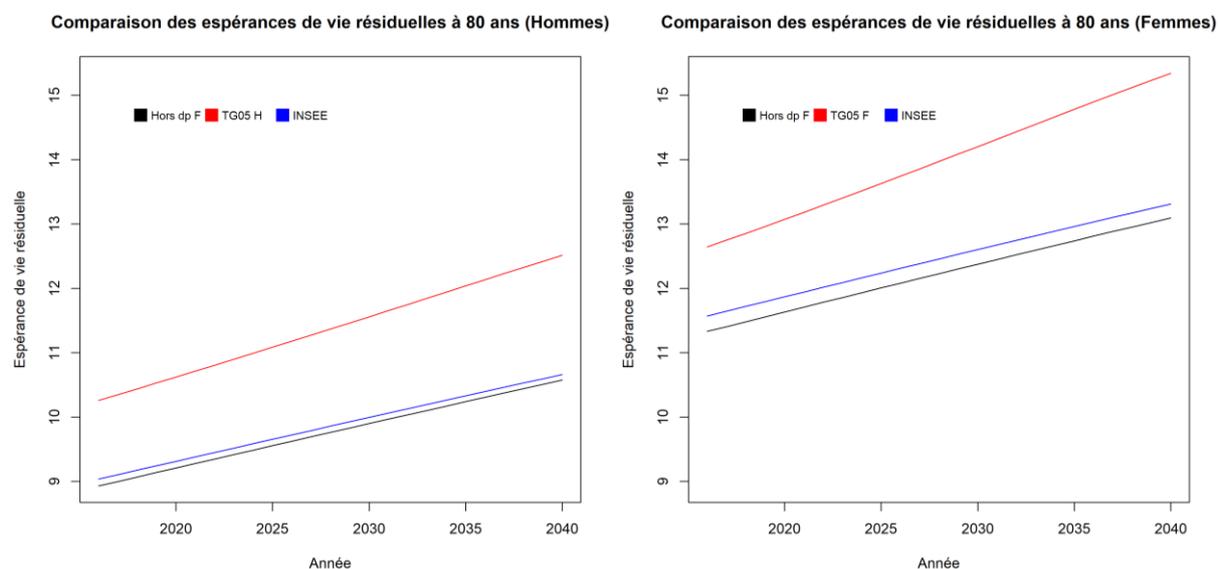


Fig. 30 : Comparaison des espérances de vie résiduelles à 80 ans



Cela est *a priori* lié au fait que les effectifs concernés pèsent peu dans le total de la population.

V. CONCLUSION

La méthodologie décrite dans le présent article permet de déterminer des tables de mortalité prospectives sans dépendance par sexe et pour deux états de dépendance

(cognitive ou sinon physique). Potentiellement, la méthodologie décrite peut être utilisée pour mesurer l'impact sur l'espérance de vie résiduelle de toute pathologie grave.

La méthode de construction proposée s'appuie sur le cadre général décrit dans PLANCHET et TOMAS [2014c]. L'ajustement proposé sur le critère de positionnement, conduisant à remplacer le classique critère de moindres carrés par une fonction de perte tenant compte de la valeur absolue des erreurs dans la double dimension « âge » et « année » permet d'augmenter la robustesse de l'approche, qui peut donc être utilisée pour de nombreuses pathologies.

REMERCIEMENTS

Les auteurs remercient Fabio Castaneda et Michel Denuit pour leurs conseils avisés et leurs recommandations. Ils remercient également l'UMR 1137 (IAME) de l'INSERM - Université Paris Diderot pour la mise à disposition de serveurs de calcul sécurisés ayant permis la réalisation des calculs.

VI. RÉFÉRENCES

BOOTH H., TICKLE L. [2008], « [Mortality Modelling and Forecasting: a Review of Methods](#) », *Annals of Actuarial Science*, vol. 3, n°1-2, pp. 3-43.

CAMBOIS E., ROBINE J.M. [2012] « Tendances et disparités d'espérance de vie sans incapacité en France », *Actualité et dossier en santé publique*, n° 80.

DEBONNEUIL E., LOISEL S., PLANCHET F. [2016] « [Do actuaries believe in longevity deceleration?](#) », *Insurance: Mathematics and Economics*, Volume 78, Pages 325-338.

DONG X., MILHOLLAND B., VIJG J. [2016] « [Evidence for a limit to human lifespan](#) », *Nature* 538, 257-259. doi:10.1038/nature19793.

JAY OLSHANSKY S., CARNES B.A., CASSEL C. [1990] « In Search of Methuselah: Estimating the Upper Limits to Human Longevity », *Science*, vol. 250.

LIDDELL F.D.K. [1984] « [Simple exact analysis of the standardised mortality ratio](#) », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 38(1): 85-88.

PLANCHET F., THÉRON P.E. [2011] [Modélisation statistique des phénomènes de durée – applications actuarielles](#), Paris : Economica.

PLANCHET F., TOMAS J. [2014c] « [Constructing Entity Specific Mortality Table: Adjustment to a Reference](#) », *European Actuarial Journal*, Volume 4, Issue 2, pp 247-279, doi: 10.1007/s13385-014-0095-y.

PLANCHET F., TOMAS J. [2014b] « Méthodes de positionnement : aspects méthodologiques », Document de travail II1291-12 v1.7, Institut des Actuaire, [Groupe de travail mortalité](#).

PLANCHET F., TOMAS J. [2014a] « Construction et validation des références de mortalité de place », Document de travail II1291-11 v1.4, Institut des Actuaire, [Groupe de travail mortalité](#).

SCHWARZINGER M. [2018] « Étude QalyDays : données source et retraitements », *Bulletin Français d'Actuariat*, Vol. 18, n°35.

SCHWARZINGER M., POLLOCK B.G., HASAN O.S.M., DUFOUIL C., REHM J.; QalyDays Study Group [2018] « [Contribution of alcohol use disorders to the burden of dementia in France 2008-13: a nationwide retrospective cohort study](#) ». *Lancet Public Health* 2018 Mar;3(3):e124-e132. doi: 10.1016/S2468-2667(18)30022-7.