

MESURE DE L'ESPÉRANCE DE VIE EN DÉPENDANCE TOTALE EN FRANCE

Frédéric Planchet, Quentin Guibert, Michaël Schwarzinger

▶ **To cite this version:**

Frédéric Planchet, Quentin Guibert, Michaël Schwarzinger. MESURE DE L'ESPÉRANCE DE VIE EN DÉPENDANCE TOTALE EN FRANCE. Bulletin Français d'Actuariat, 2018. hal-02055152

HAL Id: hal-02055152
https://hal.science/hal-02055152

Submitted on 3 Mar 2019

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

MESURE DE L'ESPÉRANCE DE VIE EN DÉPENDANCE TOTALE EN FRANCE

Frédéric Planchet* **Quentin Guibert*** **Michaël Schwarzinger**α

Univ Lyon - Université Claude Bernard Lyon 1

ISFA, Laboratoire SAF EA2429, F-69366, Lyon, France

CEREMADE, UMR 7534, Université Paris-Dauphine, PSL Research University, 75016 Paris, France

Prim'Act, 42 avenue de la Grande Armée, 75017 Paris, France

TRANSLATIONAL HEALTH ECONOMICS NETWORK (THEN), Paris, France

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

Version 4.6 du 06/02/2019

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

I. INTRODUCTION 2
II. CONSTRUCTION DES LOIS DE SURVIE 2
II.a. Dépendance « toutes causes » 4
II.b. Dépendance cognitive (ou « démence ») 11
II.c. Dépendance physique 13
III. VALIDATION DES LOIS D'EXPÉRIENCE 15
III.a. Dépendance « toutes causes » 16
III.b. Dépendance cognitive (ou « démence ») 17
III.c. Dépendance physique 18
IV. ESPÉRANCE DE SURVIE EN DÉPENDANCE 18
IV.a. Dépendance « toutes causes » 20
IV.b. Dépendance cognitive (ou « démence ») 22
IV.c. Dépendance physique 24
V. CONCLUSION 25
VI. RÉFÉRENCES 26

* 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 et affilié au CEREMADE, consultant au sein du cabinet Prim'Act et chercheur associé au laboratoire SAF (EA n°2429). Contact : q.guibert@hotmail.fr.

α Michaël Schwarzinger est le fondateur/président de la société THEN et chercheur associé à l'Inserm. Contact : michael.schwarzinger@transhealthecon.net

Travaux réalisés pour le groupe d'étude **QalyDays**, qui inclut, en plus des 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 par sexe pour la population française en situation de perte d'autonomie totale (ou « dépendance totale »). Le lecteur pourra consulter sur ces aspects la présentation du risque dépendance proposée par CASTANEDA et LUSSON [2018] dans le présent volume.

La construction de loi de survie en dépendance est peu abordée dans la littérature, sauf sur un volet méthodologique (voir par exemple PLANCHET et TOMAS [2013], GUIBERT et PLANCHET [2018b]) ou avec des données simplifiées dans un cadre de modèle de tarification plus général (DELÉGLISE et al. [2009], BIESSY [2015]). Cette situation est liée à la difficulté d'accéder à des données pertinentes : les données issues des portefeuilles d'assurance sont confidentielles et les données publiques, comme celles de l'allocation personnalisée d'autonomie (APA), ne proposent pas un niveau de détail assez fin pour construire des tables de survie en dépendance.

La présente étude s'appuie sur une exploitation des bases nationales d'hospitalisation (PMSI 2008-2013) permettant d'identifier la population générale âgée de plus de 50 ans et en bonne santé au 1er janvier 2010 puis les effectifs incidents en dépendance et les décès en dépendance sur une période de référence 2010-2012 (cf. SCHWARZINGER [2018]). La survie en dépendance est estimée selon le sexe et le type de dépendance, i.e. démence ou sinon dépendance physique. La caractérisation de ces deux états de dépendance 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]).

La méthode de construction est détaillée à la section II, de manière détaillée pour la dépendance « toutes causes » et appliquée également pour chacune de ses composantes (démence et dépendance physique) ; la section III fournit des éléments d'appréciation sur la qualité des ajustements proposés et les espérances de survie qui s'en déduisent sont présentées à la section IV.

Les tables de mortalité issues de la présente étude sont disponibles en ligne sur la page

http://www.ressources-actuarielles.net/qalydays.

II. CONSTRUCTION DES LOIS DE SURVIE

La construction des lois de survie suit les principes proposés dans DUPOURQUÉ et al. (Eds) [2019]. Dans un premier temps, les probabilités conditionnelles de décès en dépendance sont estimées annuellement sur une segmentation « âge d'entrée en dépendance x ancienneté ».

Dans un deuxième temps, les estimations sont reprises pour :

- réaliser un ajustement spécifique des taux de première année ;
- positionner les taux au-delà de la première année par rapport aux taux issus de la table TD 88/90 ;
- extrapoler et mensualiser les probabilités conditionnelles de décès ajustées ainsi obtenues.

Cette démarche est notamment justifiée par le fait que les données disponibles sont censurées à 36 mois d'ancienneté en dépendance. La table TD 88/90 est choisie comme référence du fait de son utilisation historique pour la détermination de loi de survie en dépendance, plusieurs assureurs privés l'ayant utilisée comme base de construction, et de son rôle dans la réglementation des assurances pour le provisionnement des rentes de responsabilité civile corporelle[1]. Elle s'avère relativement bien adaptée à ce type de risque. Enfin, nous ne disposons de données fiables que jusque vers 95 ans et il est nécessaire d'extrapoler les taux de décès au-delà.

L'âge de survenance de la dépendance a un impact fort sur le niveau de taux de décès, ce qui explique qu'il soit utilisé ici comme variable de segmentation. On peut par ailleurs souligner que les assureurs utilisent classiquement cette présentation dans leur analyse de ce risque.

La même démarche est mise en œuvre pour construire 9 tables de mortalité en dépendance totale selon :

- le sexe ou en version agrégée (unisexe[2]) ;
- le type de dépendance (démence ou sinon dépendance physique) ou en version agrégée (« toutes causes »).

Le détail de la construction est fourni ci-après pour la table unisexe de la dépendance « toutes causes ». Les principaux résultats sont ensuite présentés selon le type de dépendance.

Les données utilisées sont détaillées par SCHWARZINGER [2018] dans le présent volume.

[1] Voir l'article 143-2 du règlement ANC n°2015-11 du 26/11/2015.

[2] Les lois unisexe ne sont utilisées ici que pour permettre une présentation plus ramassée de la méthodologie, l'analyse des résultats obtenus en termes, notamment, d'espérance de survie, est effectuée par sexe.

II.a. Dépendance « toutes causes »

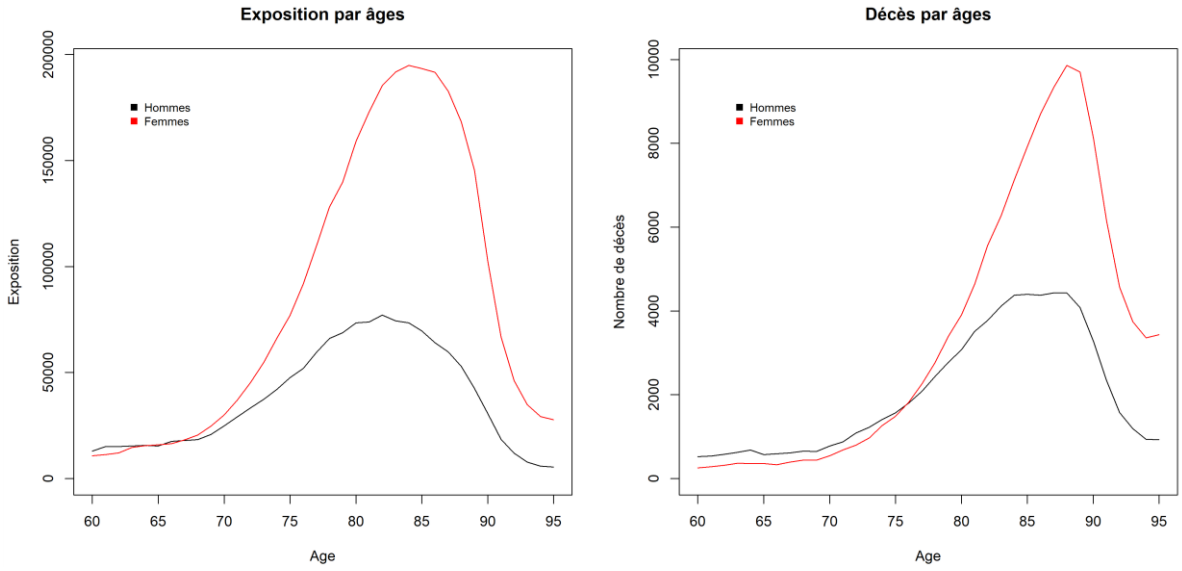
Les données sur l'exposition et les décès sont les suivantes :

Tab. 1. Exposition[3] et décès par année

```
Type de dépendance : dem_dp - Type d'imputation : 2
Ancienneté de la dépendance (en années) :  0, 1, 2
----------------------
Ventilation de l'exposition - H :  825623, 382811, 108468
Age moyen de l'exposition - H :  79, 78.5, 78.1
Ventilation des décès - H :  57699, 6489, 1761
Age moyen au décès - H :  80.9, 81.5, 81
Taux de décès bruts (en %) - H :  6.9885, 1.6951, 1.6235
----------------------
Ventilation de l'exposition - F :  1705695, 862836, 259794
Age moyen de l'exposition - F :  81.4, 81, 80.6
Ventilation des décès - F :  86185, 11110, 3458
Age moyen au décès - F :  83.5, 83.6, 83.4
Taux de décès bruts (en %) - F :  5.0528, 1.2876, 1.3311
```

Les statistiques ci-dessus mettent en évidence la très forte mortalité à l'entrée en dépendance la première année. L'âge moyen est d'environ 80 ans à l'entrée en dépendance (79,1 ans pour les hommes et 81,6 ans pour les femmes) et l'âge moyen au décès est d'environ deux ans après entrée en dépendance. La ventilation par âge est la suivante :

Fig. 1 : Expositions et nombres de décès par âge



La population féminine est plus âgée d'environ 2 ans, ce qui reflète le phénomène général de surmortalité masculine à tous les âges. On note également une assez forte concentration autour de l'âge moyen, plus marquée pour les femmes.

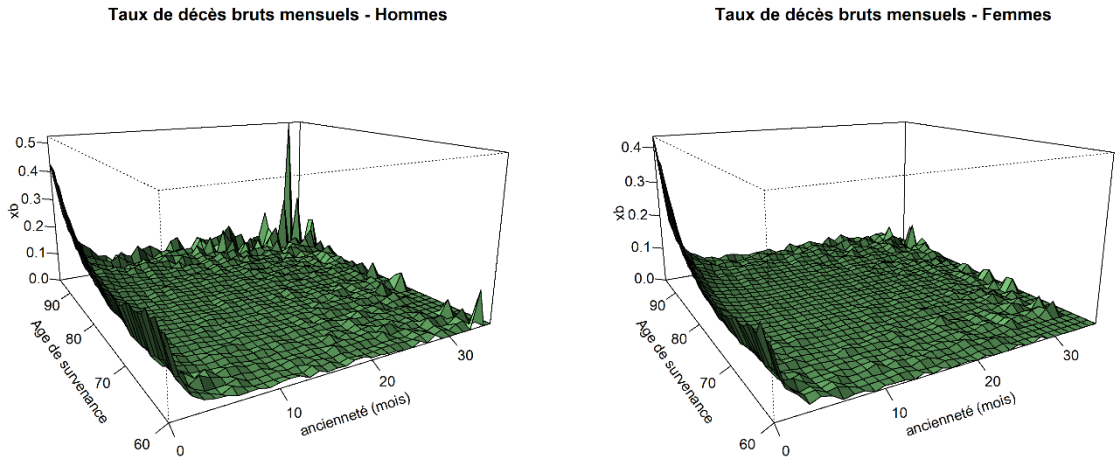
[3] L'exposition est la durée observée dans l'état de dépendance.

Les taux de mortalité bruts mensuels du rectangle (x, y), où x correspond à l'âge entier à l'entrée en dépendance et y la durée passée en dépendance en mois, sont estimés par la méthode de Hoem[4] en supposant la constance de la fonction de hasard $\hat{\mu}(x, y) = \frac{D(x, y)}{E(x, y)}$ sur chaque mois via

$$\hat{q}(x, y) = 1 - \mathbf{exp}\left(\frac{D(x, y)}{E(x, y)}\right),$$

avec $D(x, y)$ le nombre de décès et $E(x, y)$ la durée d'exposition au risque dans chaque rectangle « âge x ancienneté ». Ils sont présentés à la Fig. 2 :.

Fig. 2 : Taux de mortalité bruts mensuels par âge de survenance, ancienneté et par sexe.



Les ajustements sont effectués sur la plage 60-95 ans, sur laquelle se concentrent les données d'intérêt.

Dans un premier temps, on détermine des probabilités de décès annuelles[5] $q(x, y)$ lissées par Whittaker-Henderson (cf. PLANCHET et THÉROND [2011]) au second ordre avec les paramètres de régularité $\alpha = \beta = 10$, ce qui conduit à minimiser

$$M = F + \alpha \times S_v + \beta \times S_h,$$

[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 définitions des estimateurs figurent dans PLANCHET et THÉROND [2011]. Une discussion sur le choix d'estimateur est par ailleurs proposée dans GUIBERT et PLANCHET [2018a].

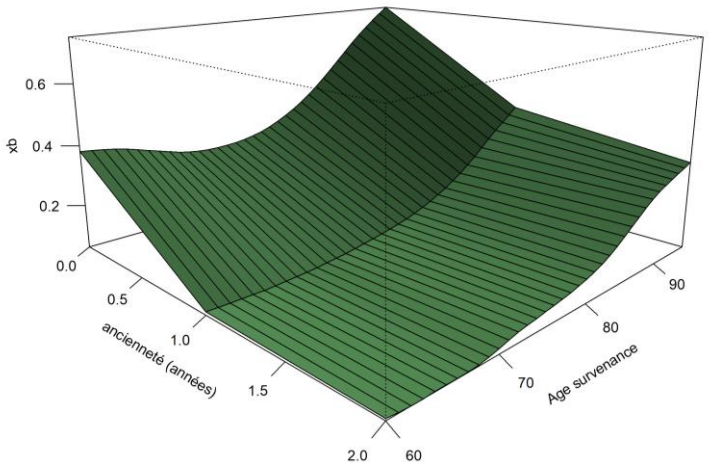
[5] Ces probabilités sont déterminées comme leurs équivalents annuels après annualisation de l'exposition et des nombres de décès, annualisation consistant à les sommer par période de 12 mois.

avec $F = \sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q} w_{ij}\left(q_{ij} - \hat{q}_{ij}\right)^2$, la pondération étant effectuée avec l'exposition au risque. On distingue la régularité verticale *via* l'opérateur Δ_v^z (qui agit sur q_{ij} à *j* fixé vu comme une série indicée par *i*) qui permet de calculer un indice de régularité verticale

$$S_v = \sum_{j=1}^{q}\sum_{i=1}^{p-z}\left(\Delta_v^z q_{ij}\right)^2,$$

avec l'indice de différentiation $z = 2$ puis, de la même manière l'indice de régularité horizontale S_h (cf. PLANCHET et THÉROND [2011]). La Fig. 3 : présente les probabilités annuelles lissées par cette méthode.

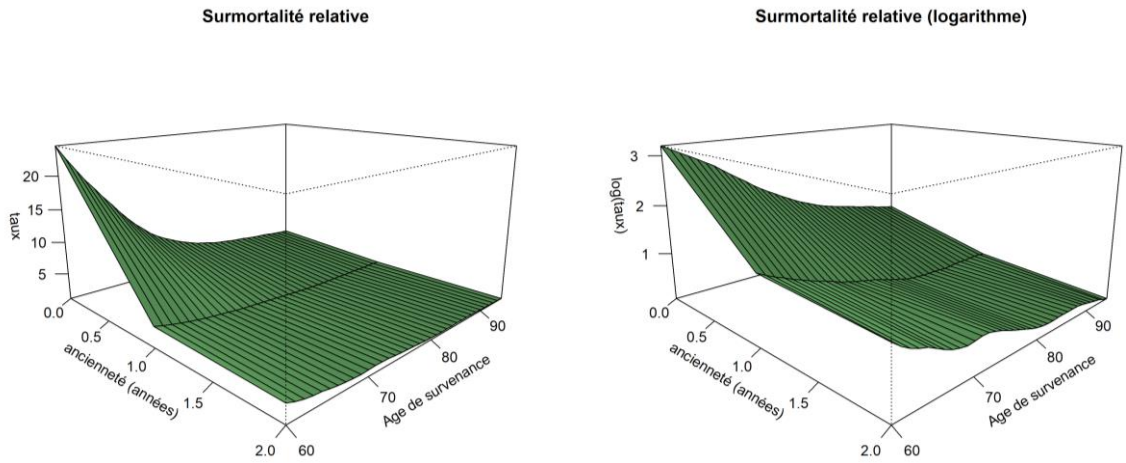
Fig. 3 : Probabilités de décès annuelles lissées pour la dépendance « toutes causes ».



En pratique, compte tenu de la difficulté à extraire *a priori* une structure permettant une extrapolation au-delà de 90 ans à partir des données ci-dessus, on choisit d'étudier, au-delà d'un an de maintien en dépendance, les taux de surmortalité par rapport à une table de référence. Ces taux sont ajustés par un modèle paramétrique, ce qui permet des extrapolations simples. Compte tenu de son rôle central dans l'analyse de la mortalité en dépendance, on retient comme référence la table TD 88/90. Les taux de décès de première année font l'objet d'un traitement spécifique et d'un ajustement direct *via* un modèle paramétrique dont l'objectif principal est de supprimer les fluctuations d'échantillonnage.

On calcule le rapport entre les taux lissés ci-dessus et les taux de décès issus de la table TD 88-90, ce qui permet d'obtenir des taux de surmortalité. Le logarithme de ces taux est présenté sur Fig. 4 : pour illustrer leur structure relativement plane.

Fig. 4 : Taux de surmortalité par rapport à la TD 88-90 à partir de l'ancienneté 1

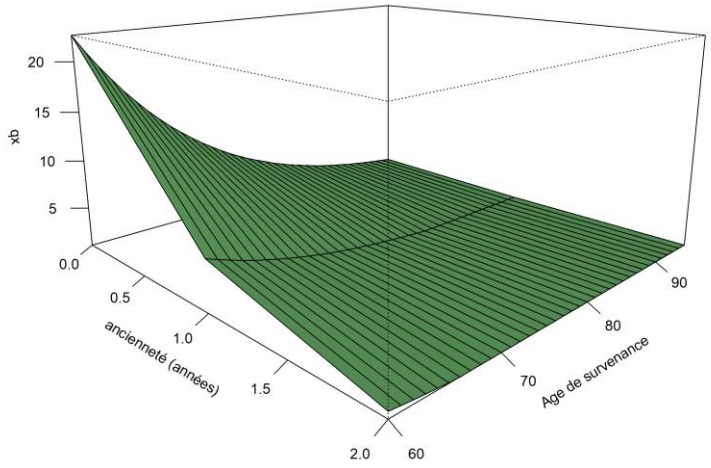


Il reste à ajuster une structure paramétrique à cette surface. La forme relativement plane du logarithme des taux de surmortalité suggère de retenir la fonction de lissage

$$f(x,y) = \mathbf{exp}(a + b \times x + c \times y),$$

x et *y* désignant respectivement l'âge à l'entrée et l'ancienneté en dépendance et (a,b,c) étant des paramètres à déterminer. Cet ajustement est effectué en prenant en compte l'exposition au risque dans le critère d'optimisation et conduit à la surface de la Fig. 5 :.

Fig. 5 : Taux de surmortalité ajusté par rapport à la TD 88-90

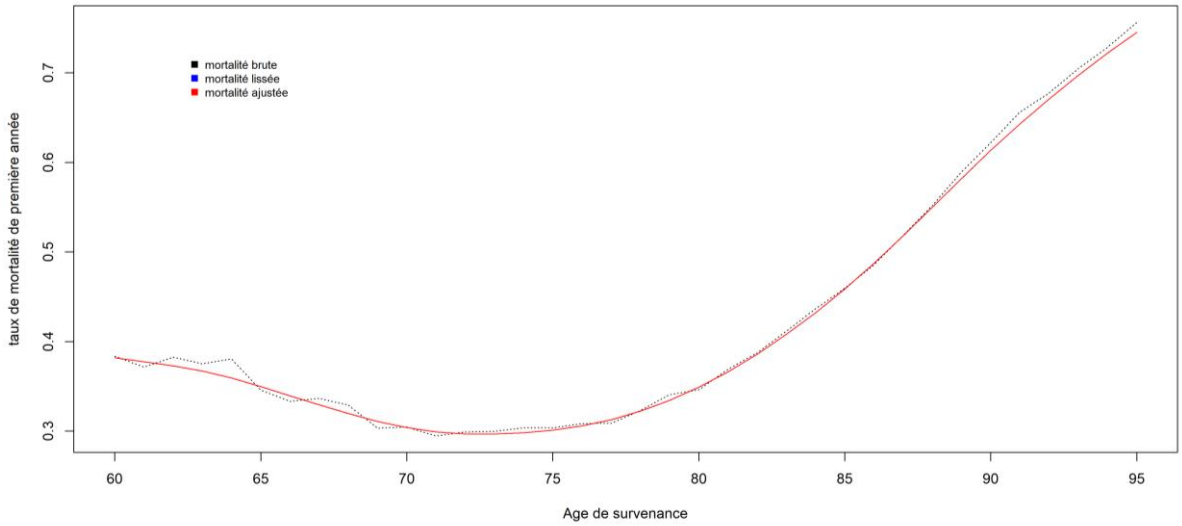


On retrouve la forte surmortalité de première année observée sur les taux bruts dans l'allure de cette surface.

Les taux de mortalité de première année utilisés sont directement issu du lissage par la méthode de Whittaker-Henderson, le choix de la méthode étant guidé par le fait que le

volume de données est suffisant pour utiliser un ajustement non paramétrique. On obtient l'ajustement de la Fig. 6 :

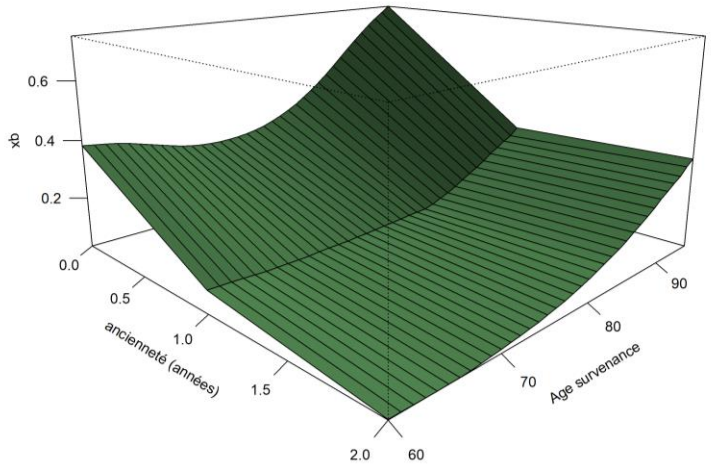
Fig. 6 : Ajustement du taux de mortalité de première année



Cet ajustement apparaît graphiquement acceptable. Sa forme reflète l'effet des pathologies sous-jacentes à la dépendance : vers 60 ans, les entrées en dépendance sont majoritairement causées par des cancers entrainant une dépendance physique avec de très forts taux de mortalité, puis la dépendance cognitive (maladies d'Alzheimer et apparentées) prend de plus en plus d'importance, ce qui fait d'abord baisser le taux de décès, puis l'effet de vieillissement reprend le dessus et les taux de décès remontent après 75 ans.

En rapprochant les deux ajustements, on obtient la surface globale de la Fig. 7 :

Fig. 7 : Probabilités conditionnelles de décès annuelles



La loi de mortalité construite *supra* fournit des probabilités conditionnelles de décès annuelles par âge entier d'entrée en dépendance et par ancienneté. Elle doit ensuite être mensualisée pour être utilisée de manière opérationnelle.

La mensualisation est effectuée de la manière suivante, à partir des taux de décès annuels q_t^a, $t \geq 1$ issus des ajustements précédents.

La forte convexité de la première année impose de recourir à une méthode d'interpolation souple et on choisit de supposer la linéarité des logits des taux mensuels de première année, de sorte que le taux de décès global de première année obtenu soit égal au taux annuel et que la droite se raccorde au logit du taux mensuel du 13ème mois, i.e. $l_{12} = \ln\left(\frac{q_{12}}{1-q_{12}}\right)$.

On postule donc que le logit du mois $h \in \{0,...,11\}$ s'écrit $l(h) = l_{12} + \beta \times (h-12)$ avec β un coefficient réel à déterminer. En notant $p(\beta) = \prod_{h=0}^{11} (1-q_h)^{-1}$, avec $1+e^{l(h)} = \frac{1}{1-q_h}$, on détermine β tel que $p(\beta) = \left(1-q_1^a\right)^{-1}$, l'exposant « a » indiquant qu'il s'agit de la probabilité de décès annuelle.

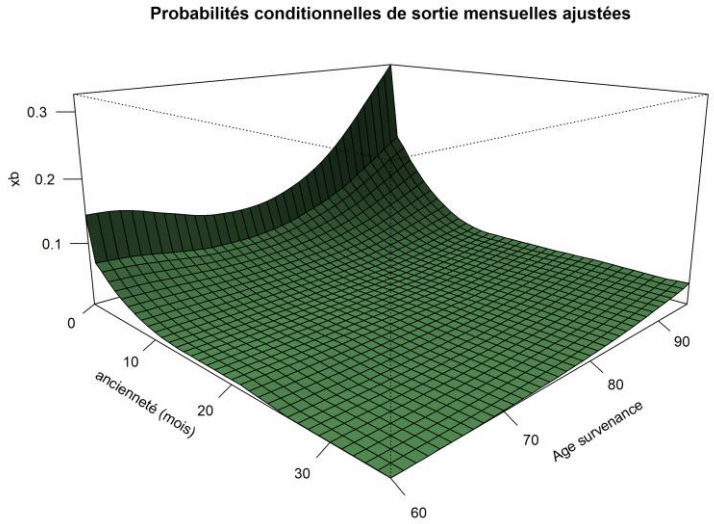
Un traitement spécifique est appliqué pour le premier mois de dépendance ; en effet, le modèle ci-dessus à tendance à sous-estimer le taux de décès du premier mois, du fait d'une convexité insuffisante de la fonction utilisée. Les taux de décès du premier mois étant très élevés, le volume de données important et le taux de censure faible à cette ancienneté, on peut toutefois considérer que l'estimateur empirique est fiable et on utilise donc à la place de la valeur ajustée le taux empirique mensuel du premier mois, lissé en fonction de l'âge de survenance avec le même modèle (Whittaker-Henderson) que le taux de première année.

À partir de la seconde année, la faible convexité de la surface incite à retenir une méthode simple et on suppose les taux de décès mensuels constants pour chaque année, le taux mensuel étant obtenu à partir du taux annuel *via*

$$q_{t+h}^m = 1-\left(1-q_t^a\right)^{1/12},\ h = 0,\ldots,11.$$

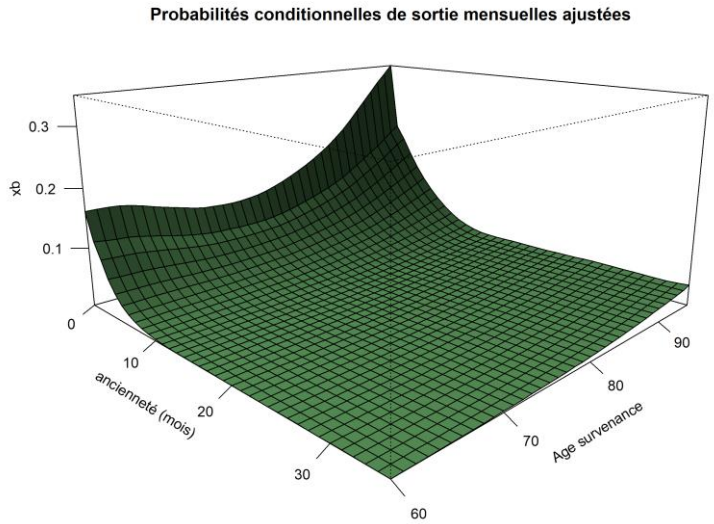
Les transitions d'une année à l'autre sont lissées par une moyenne mobile 5 mois, afin d'éviter une discontinuité. Cela conduit à la surface de la Fig. 8 :

Fig. 8 : Probabilités conditionnelles de décès mensuelles



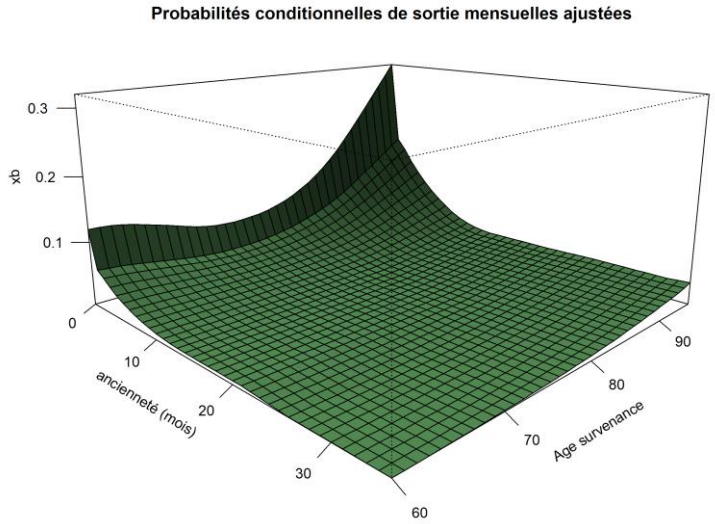
La même démarche est suivie pour estimer les probabilités conditionnelles de décès mensuelles pour la démence sévère ou la dépendance physique sévère selon le sexe[6]. La décomposition par sexe permet d'expliquer la structure de la surface ci-dessus :

Fig. 9 : Probabilités conditionnelles de décès mensuelles (hommes)



[6] Les différentes tables de mortalité en dépendance sont disponibles sur la page http://www.ressources-actuarielles.net/dependance.

Fig. 10 : Probabilités conditionnelles de décès mensuelles (femmes)



Si la forme générale des surfaces par sexe est proche, le niveau de mortalité est toujours supérieur pour les hommes, y compris à l'entrée en dépendance.

La qualité des ajustements et les propriétés de l'espérance de vie en dépendance qui en découlent sont examinées aux sections III et IV.

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

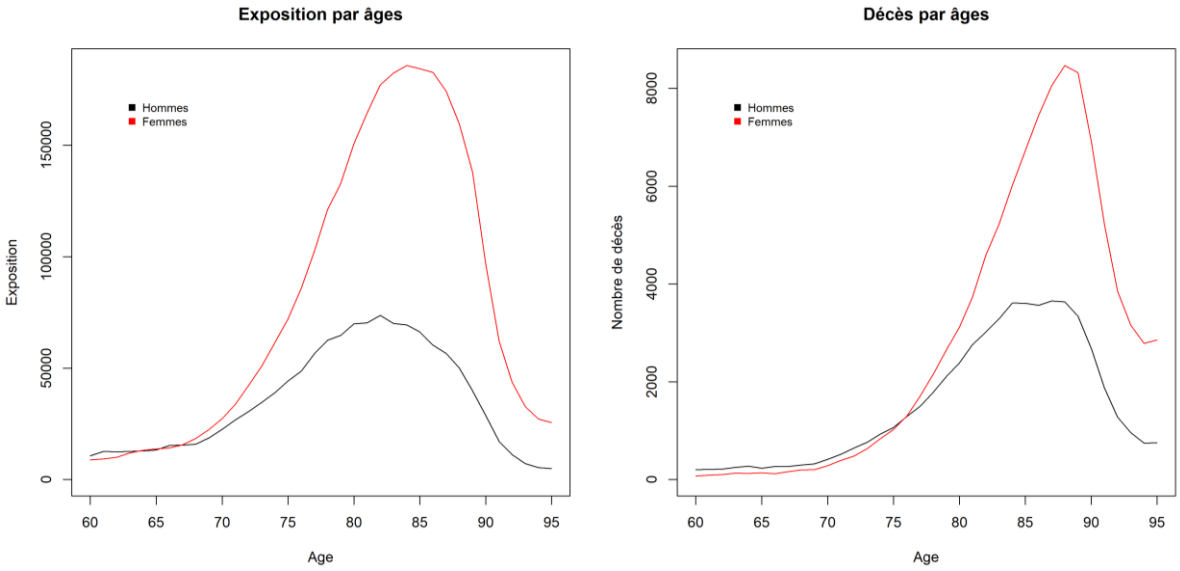
L'état de dépendance cognitive considéré ici correspond à un diagnostic médical de démence (i.e., maladies d'Alzheimer et apparentées) avec déficit cognitif sévère (cf. SCHWARZINGER et al. [2018]).

Les données sur l'exposition et les décès sont les suivantes :

Tab. 2. Exposition et décès par année

```
Type de dépendance : dem - Type d'imputation : 2
Ancienneté de la dépendance (en années) :  0, 1, 2
----------------------
Ventilation de l'exposition - H :  761500, 360752, 102476
Age moyen de l'exposition - H :  79.3, 78.6, 78.2
Ventilation des décès - H :  41244, 6126, 1684
Age moyen au décès - H :  82.1, 81.6, 81
Taux de décès bruts (en %) - H :  5.4161, 1.6981, 1.6433
----------------------
Ventilation de l'exposition - F :  1597939, 818654, 247149
Age moyen de l'exposition - F :  81.5, 81.1, 80.7
Ventilation des décès - F :  67593, 10501, 3302
Age moyen au décès - F :  84.2, 83.7, 83.5
Taux de décès bruts (en %) - F :  4.2300, 1.2827, 1.3360
```

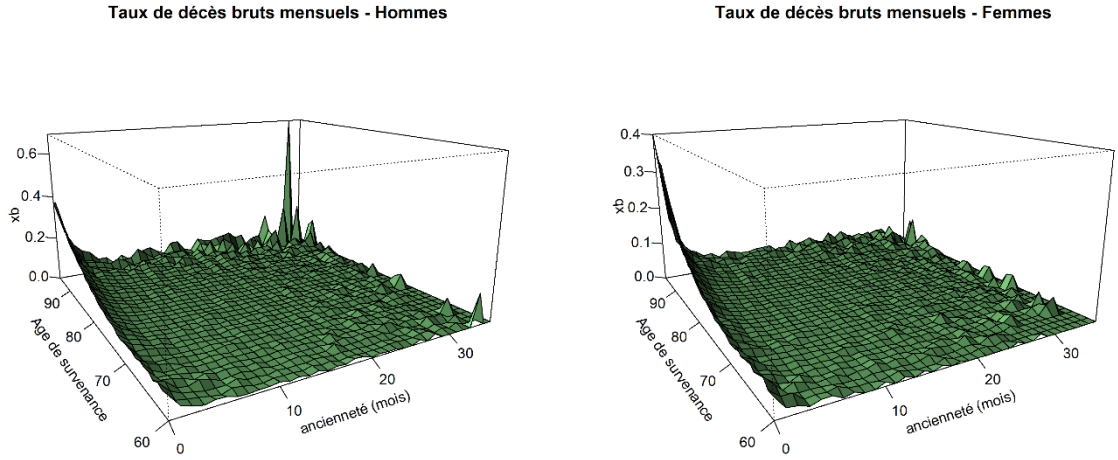
Fig. 11 : Expositions et nombres de décès par âge



La démence représente environ 3/4 des cas incidents en dépendance totale en 2010-2012. Par rapport à la dépendance « toutes causes », la démence est caractérisée par un âge moyen plus vieux à l'entrée en dépendance et un taux brut de décès plus faible.

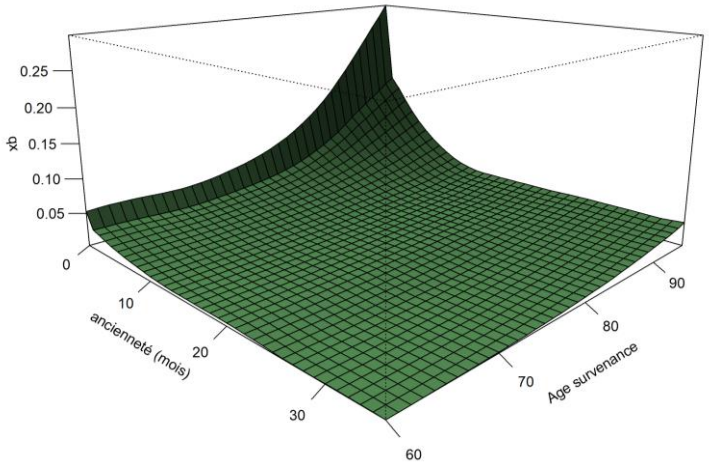
On présente ci-après les taux de mortalité bruts mensuels ainsi que la surface de mortalité ajustée.

Fig. 12 : Taux de mortalité bruts mensuels par âge de survenance et ancienneté



En utilisant la même démarche que pour la dépendance « toutes causes », on obtient :

Fig. 13 : Probabilités conditionnelles de décès mensuelles



II.c. Dépendance physique

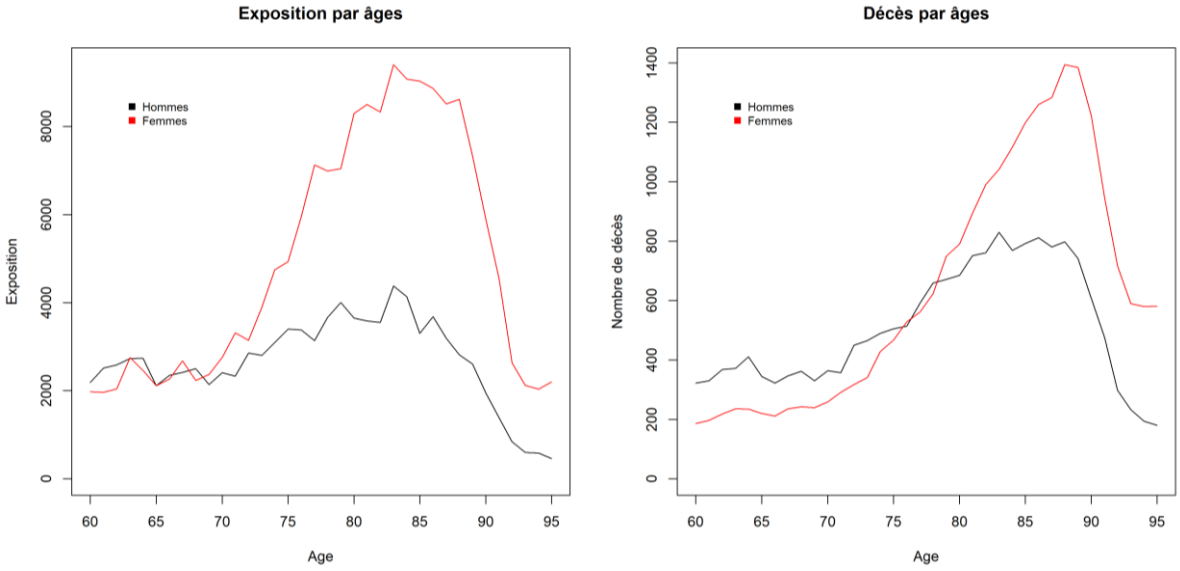
L'état de dépendance physique considéré ici correspond à un état grabataire sans démence (cf. SCHWARZINGER [2018]). On peut noter que l'état de dépendance physique inclut la dépendance neurologique autre que démence pouvant compliquer e.g., maladie de Parkinson, sclérose en plaques…

Les données sur l'exposition et les décès sont les suivantes :

Tab. 3. Exposition et décès par année

```
Type de dépendance : dp - Type d'imputation : 2
Ancienneté de la dépendance (en années) :  0, 1, 2
----------------------
Ventilation de l'exposition - H :  64123, 22058, 5991
Age moyen de l'exposition - H :  76.2, 75.4, 75.6
Ventilation des décès - H :  16455, 363, 77
Age moyen au décès - H :  77.7, 78.6, 80.3
Taux de décès bruts (en %) - H :  25.6614,  1.6456,  1.2851
----------------------
Ventilation de l'exposition - F :  107755, 44181, 12645
Age moyen de l'exposition - F :  79.3, 78.9, 78.7
Ventilation des décès - F :  18592, 609, 156
Age moyen au décès - F :  80.7, 81.6, 81.7
Taux de décès bruts (en %) - F :  17.2539,  1.3784,  1.2337
```

Fig. 14 : Expositions et nombres de décès par âge



La dépendance physique représente environ 1/4 des cas incidents en dépendance totale en 2010-2012. Par rapport à la dépendance « toutes causes », elle est caractérisée par un âge moyen plus jeune à l'entrée en dépendance et un taux brut de décès plus fort. Les graphiques ci-dessus traduisent la plus grande volatilité des données, conséquence d'une volumétrie plus faible.

On présente ci-après les taux de mortalité bruts mensuels, les taux de surmortalité par rapport à la TD 88/90 ainsi que la surface de mortalité ajustée.

Fig. 15 : Taux de mortalité bruts mensuels par âge de survenance et ancienneté

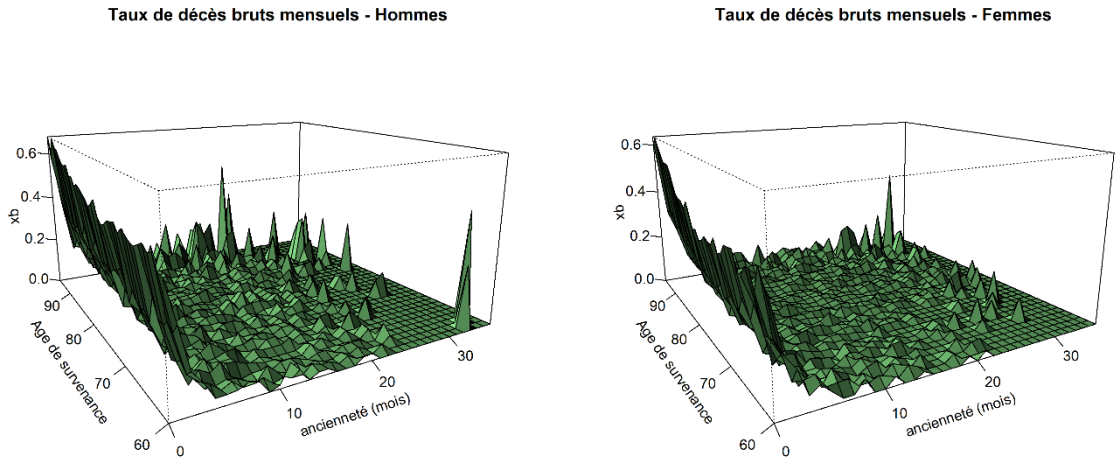
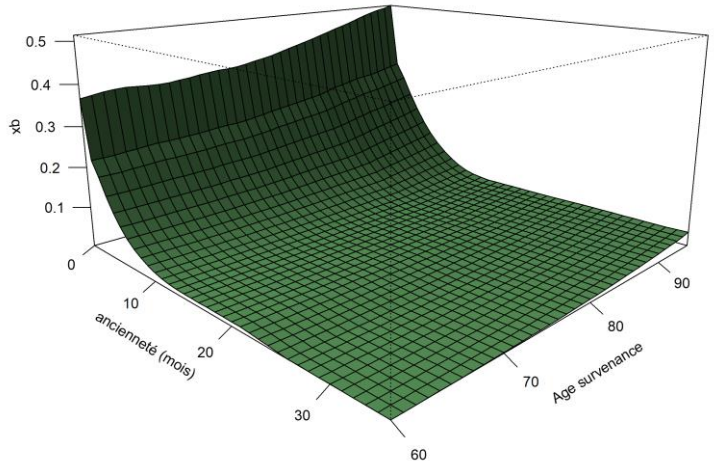


Fig. 16 : Probabilités conditionnelles de décès mensuelles



III. VALIDATION DES LOIS D'EXPÉRIENCE

Afin de porter un avis sur la pertinence de l'ajustement proposé, on compare, sur la plage d'observation, les sorties issues du modèle avec les sorties observées.

On utilise comme mesure de la qualité d'ajustement le Sandardized Mortality Ratio (SMR) défini comme le rapport du nombre de décès observé au nombre de décès prédits dans une population de référence. En notant $D_{x,y}$ le nombre de décès observés à l'âge x ancienneté (x,y) , $E_{x,y}$ l'exposition au risque et $\tilde{q}(x,y)$ la probabilité de décès ajustée associée, on pose :

$$SMR = \frac{D}{E} = \frac{\sum_{x,y} D(x,t)}{\sum_{x,y} E(x,t) \times \tilde{\mu}(x,t)},$$

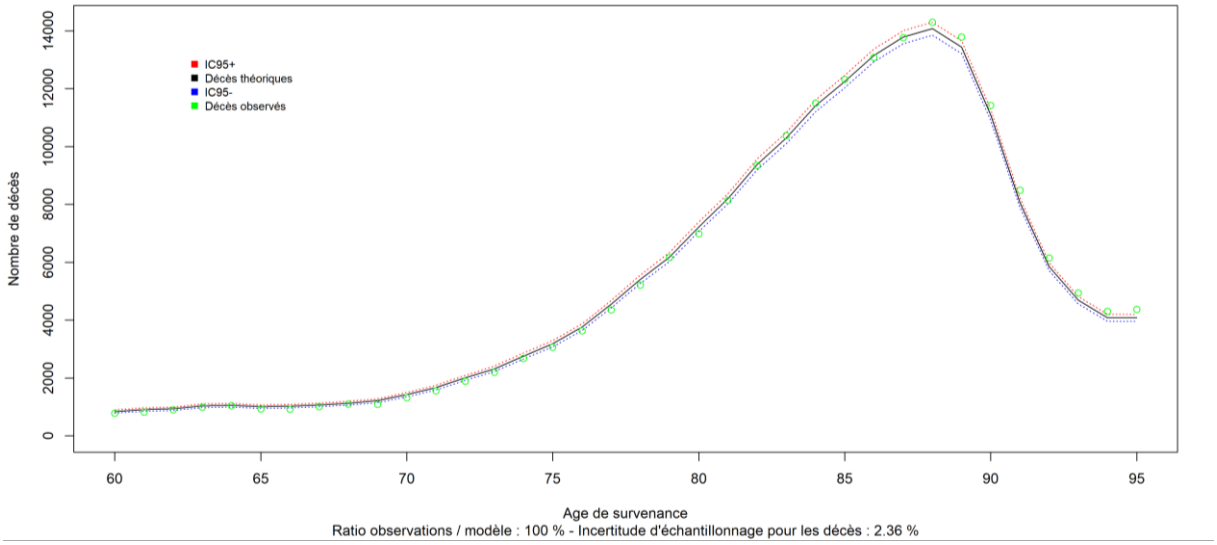
avec $\tilde{\mu}(x,t) = -\ln\left(1-\tilde{q}(x,t)\right)$ la fonction de hasard au point considéré.

Cette comparaison est effectuée en fonction de l'âge à l'entrée en dépendance puis de l'ancienneté, selon le type de dépendance avec les lois unisexe utilisées à titre d'illustration.

III.a. Dépendance « toutes causes »

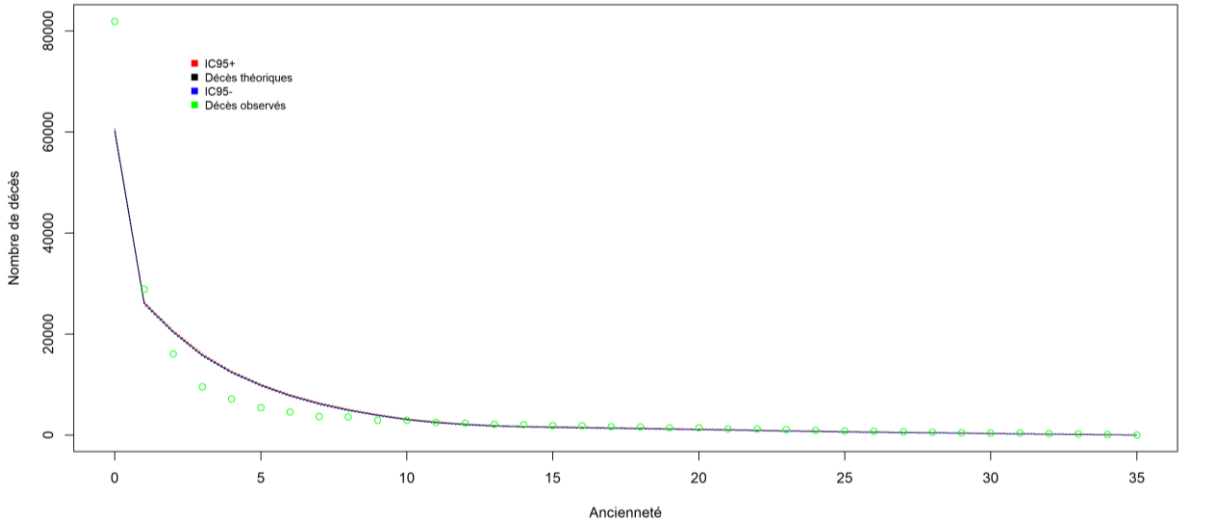
Le ratio entre les décès observés et les décès prédits est globalement de 100 %, l'incertitude d'échantillonnage étant d'environ 2,5 %. En d'autres termes, le modèle proposé conduit à estimer sans biais les décès observés sur la période d'observation.

Fig. 17 : Comparaison des décès observés aux décès prédits par âge à la survenance



La représentation fonction de l'ancienneté montre toutefois que cette équilibre est dû à la compensation entre une sous-estimation des décès le premier mois de dépendance, suivi d'un surestimation les 11 mois suivants.

Fig. 18 : Comparaison des décès observés aux décès prédits par ancienneté (en mois)



Au global, la table ajustée permet de rendre compte correctement des décès observés. Disposer d'une représentation non biaisée à la fois dans les dimensions âge et ancienneté nécessiterait d'affiner les lissages utilisés, actuellement globaux, pour leur préférer des

version locales (voir par exemple PLANCHET et TOMAS [2013]). Les difficultés numériques sont toutefois sensiblement plus importantes et cette amélioration pourra être effectuée dans le cadre d'une recherche ultérieure.

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

La situation est semblable à celle de la dépendance « toutes causes » :

Fig. 19 : Comparaison des décès observés aux décès prédits par âge à la survenance

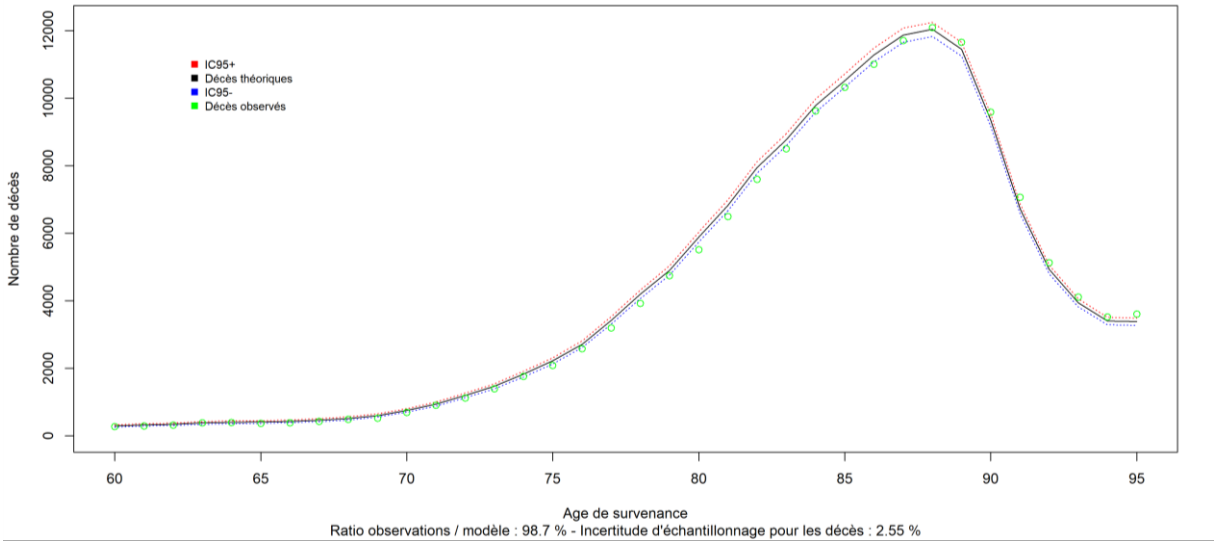
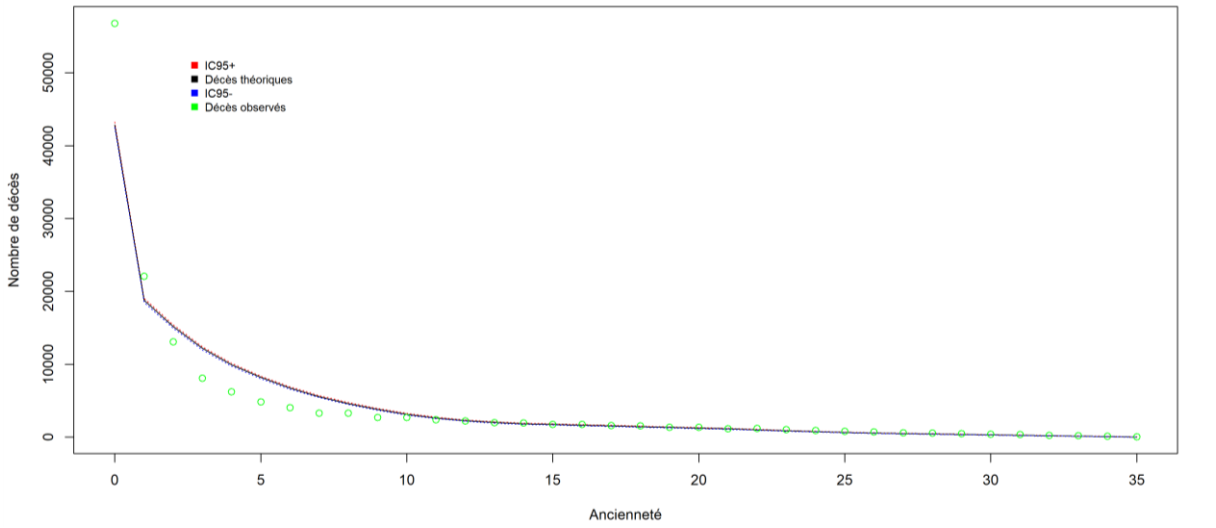


Fig. 20 : Comparaison des décès observés aux décès prédits par ancienneté (en mois)



III.c. Dépendance physique

La situation est semblable à celle de la dépendance « toutes causes » :

Fig. 21 : Comparaison des décès observés aux décès prédits par âge à la survenance

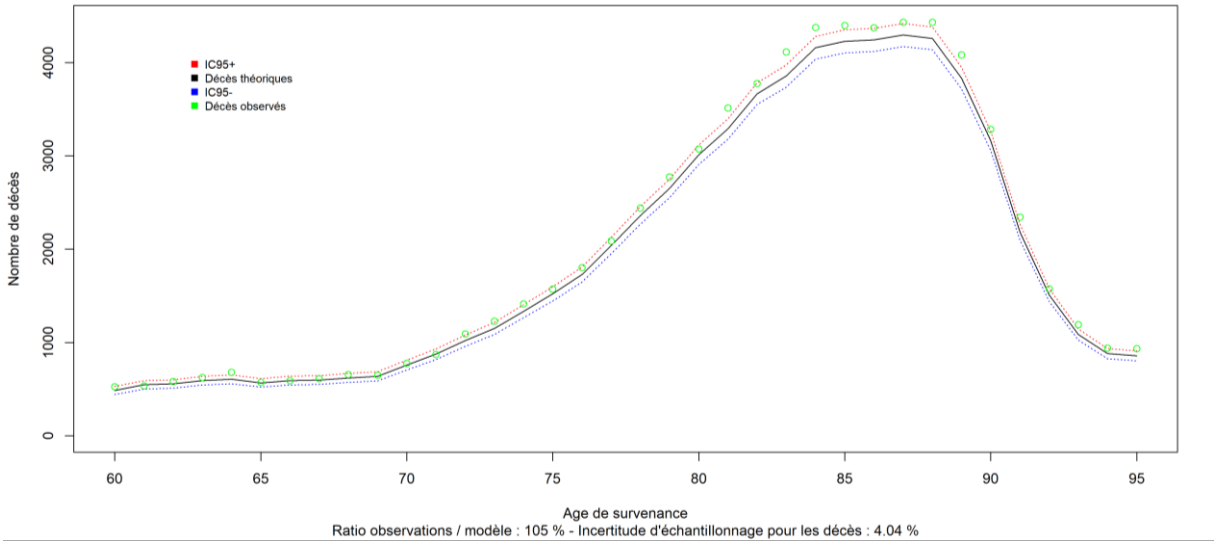
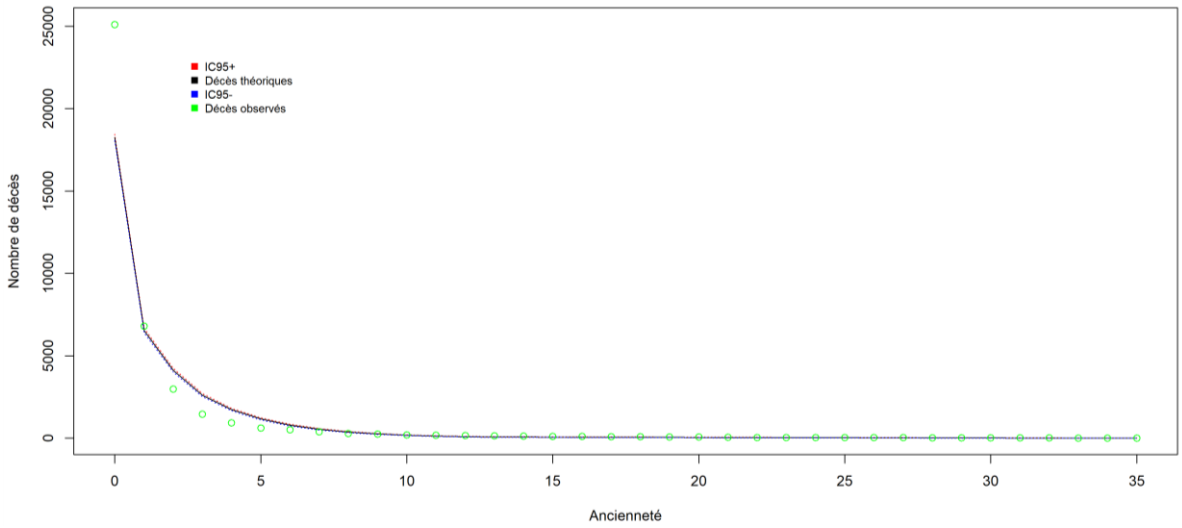


Fig. 22 :Comparaison des décès observés aux décès prédits par ancienneté (en mois)



IV. ESPÉRANCE DE SURVIE EN DÉPENDANCE

On présente ici quelques propriétés de l'espérance de survie en dépendance déduite des ajustements présentés. L'indicateur privilégié ici est l'espérance résiduelle de survie, exprimée en mois. On utilise l'approximation, avec des notations évidentes, pour l'âge à la survenance *x* et l'ancienneté de la dépendance *a* :

$$e(x,y) = \frac{1}{S_x(y)} \sum_{k>a} S_x(k).$$

Les résultats sont présentés selon le sexe, pour mettre en évidence les différences de comportement en fonction de cette variable, qui sont très significatives.

On a ainsi typiquement :

Tab. 4. Espérance de survie à l'entrée en dépendance à 80 ans, par type de dépendance[7]

```
Calculs pour la dépendance dem_dp
Espérance de survie à l'entrée en dépendance à 80 ans)
 - homme : 45.69917
 - femme : 55.78262
Calculs pour la dépendance dem
Espérance de survie à l'entrée en dépendance à 80 ans)
 - homme : 46.70959
 - femme : 58.03535
Calculs pour la dépendance dp
Espérance de survie à l'entrée en dépendance à 80 ans)
 - homme : 13.86334
 - femme : 25.21351
```

En dépendance « toutes causes », l'espérance de survie à 80 ans est un peu inférieure à 3,8 année pour un homme et 4,7 années pour une femme. On peut retenir que les durées de survie des femmes sont plus importantes que celle des hommes pour les deux types de dépendance.

Ces durées sont tirées vers le bas par le taux de décès très important du premier mois. En considérant uniquement l'espérance de survie après un mois de dépendance, on trouve :

Tab. 5. Espérance de survie après un mois de dépendance, entrée à 80 ans, par type de dépendance

```
Calculs pour la dépendance dem_dp
Espérance de survie après un mois pour une entrée en dépendance à 80 ans)
 - homme : 52.52645
 - femme : 60.75655
Calculs pour la dépendance dem
Espérance de survie après un mois pour une entrée en dépendance à 80 ans)
 - homme : 51.56496
 - femme : 61.81669
Calculs pour la dépendance dp
Espérance de survie après un mois pour une entrée en dépendance à 80 ans)
 - homme : 22.66298
 - femme : 35.28482
```

En dépendance « toutes causes », les durées résiduelles pour les hommes et les femmes passent ainsi respectivement à 4,4 et 5,1 années. Ces ordres de grandeur sont cohérents avec ceux observés dans des portefeuilles d'assurés.

On présente maintenant des résultats plus généraux, par type de dépendance, âge et ancienneté.

[7] « dem » = « démence», « dp » = « dépendance physique » et « dem_dp » est l'union des deux.

IV.a. Dépendance « toutes causes »

En fonction de l'âge et de l'ancienneté, les espérances de survie évoluent de la manière suivante :

Fig. 23 : Espérance de vie résiduelle - Hommes

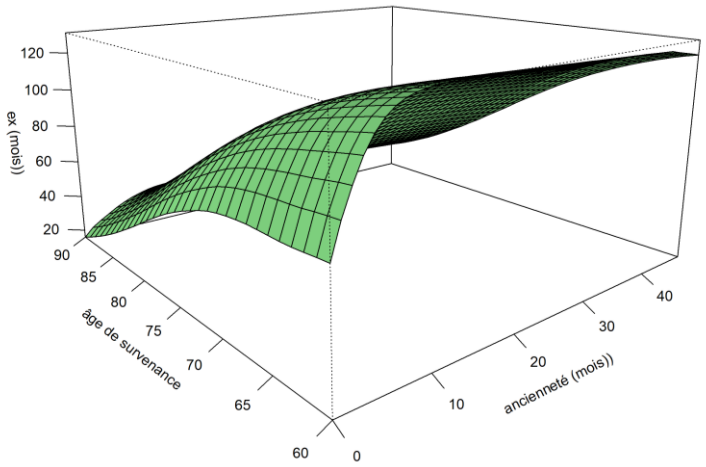
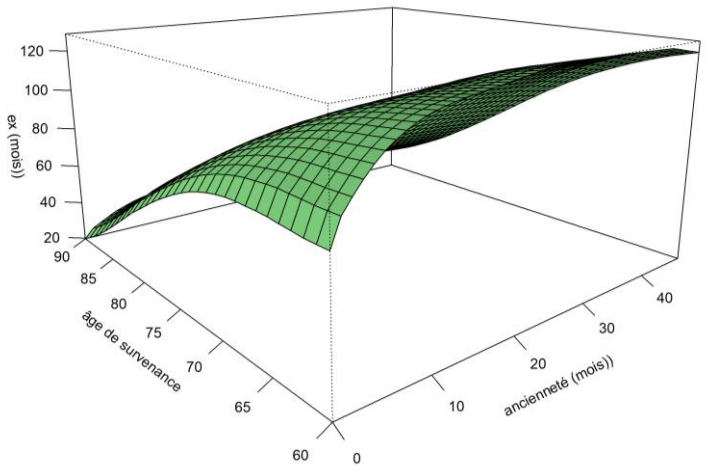


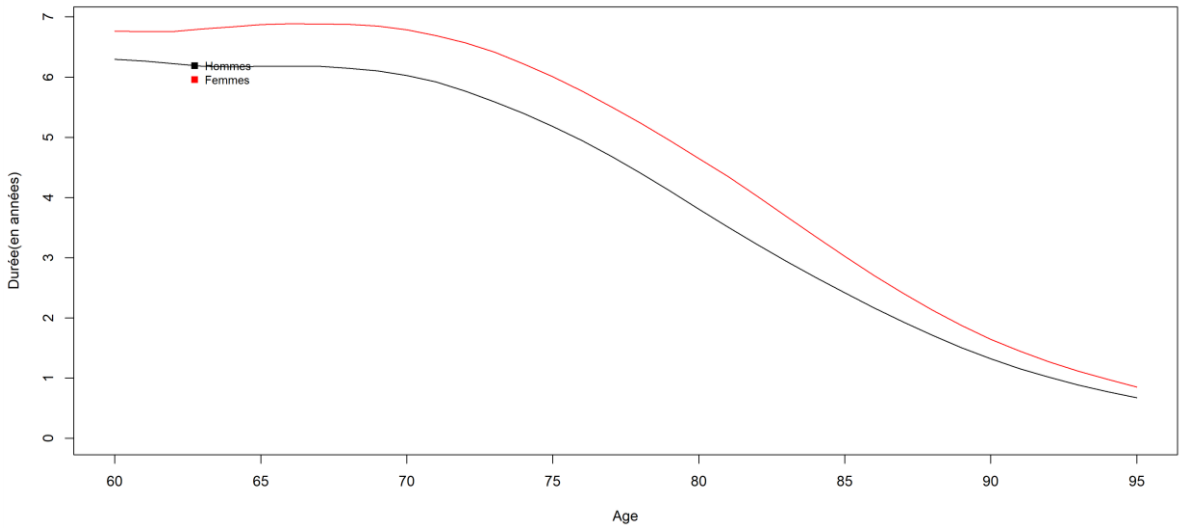
Fig. 24 : Espérance de vie résiduelle - Femmes



On note que les espérances de survie sont croissantes pendant la première année de dépendance.

L'espérance de survie à l'entrée en dépendance présente l'allure suivante :

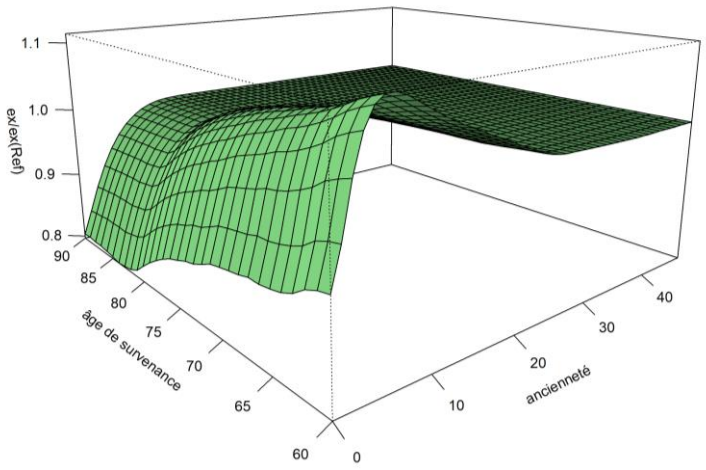
Fig. 25 : Espérance de vie résiduelle à l'entrée en dépendance (en mois)



En termes d'ordre de grandeur, on peut noter que l'espérance de vie du moment totale issue des tables TH/F 00-02 est, à 60 ans, de l'ordre de 20 ans pour les hommes et 25 ans pour les femmes ; en dépendance, on trouve environ 6 et 7 ans, soit un peu plus du tiers. À 80 ans, l'espérance de vie totale est de l'ordre de 7 ans (hommes) et 9 ans (femmes), contre respectivement un peu moins de 4 ans (hommes) et 5 ans (femmes) en dépendance.

Le ratio entre les durées de survie des hommes et des femmes conduit à :

Fig. 26 : Ratio entre la durée de survie des hommes et celle des femmes



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

L'allure générale pour la démence est proche de celle trouvée pour la dépendance « toutes causes » et reflète la surmortalité moins importante dans ce cas de figure :

Fig. 27 : Espérance de vie résiduelle - Hommes

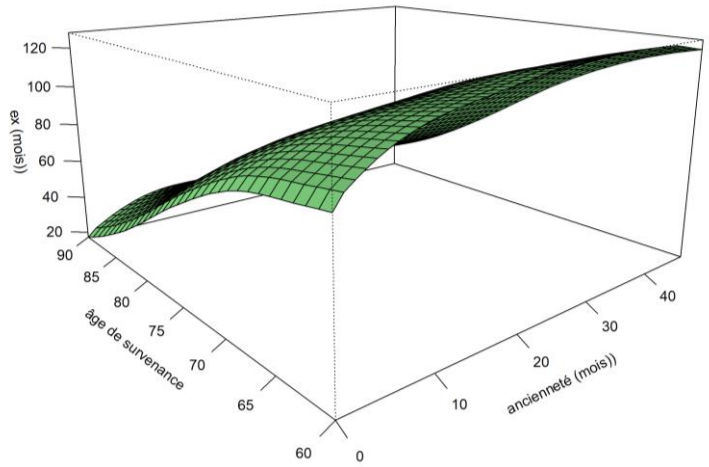
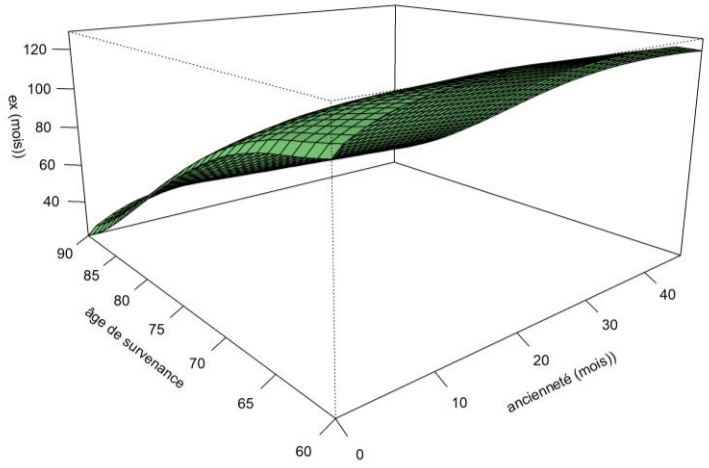
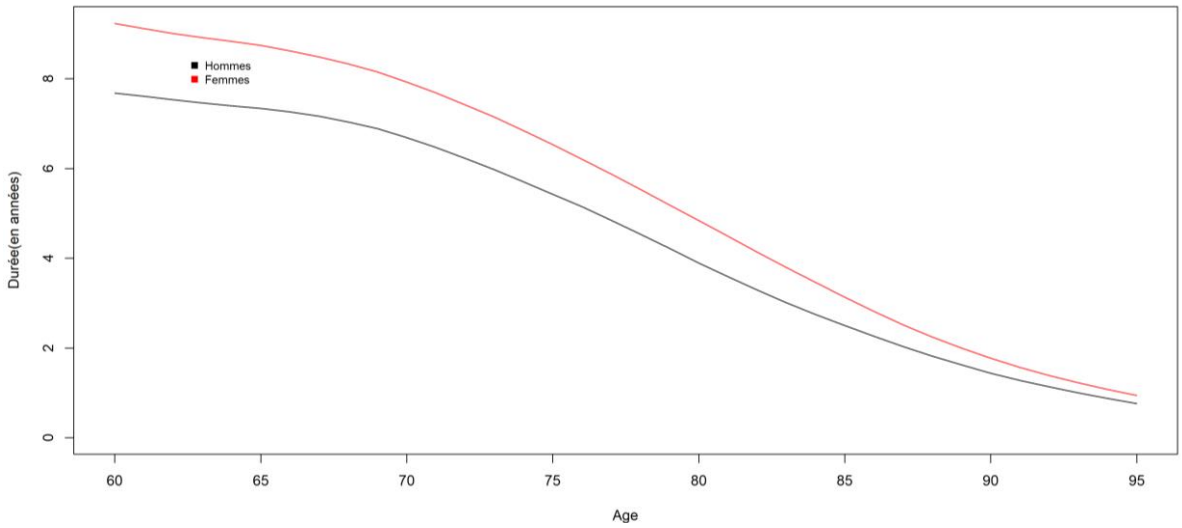


Fig. 28 : Espérance de vie résiduelle - Femmes



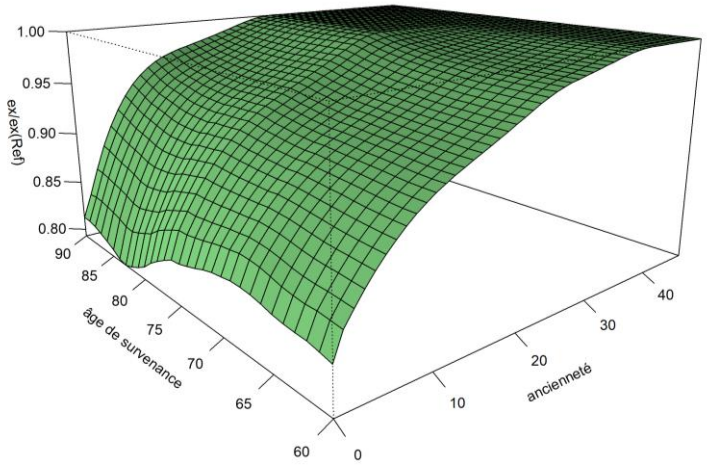
On note que la croissance des espérances de survie pendant la première année de dépendance est plus modeste.

Fig. 29 : Espérance de vie résiduelle à l'entrée en dépendance (en mois)



Le ratio entre les durées de survie des hommes et des femmes conduit à :

Fig. 30 : Ratio entre la durée de survie des hommes et celle des femmes



IV.c. Dépendance physique

L'allure générale pour la dépendance physique est proche de celle trouvée pour la dépendance « toutes causes » et reflète la surmortalité plus importante dans ce cas de figure :

Fig. 31 : Espérance de vie résiduelle - Hommes

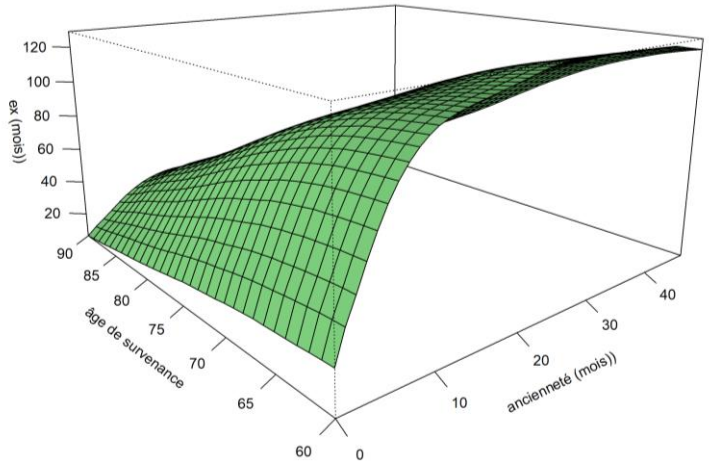
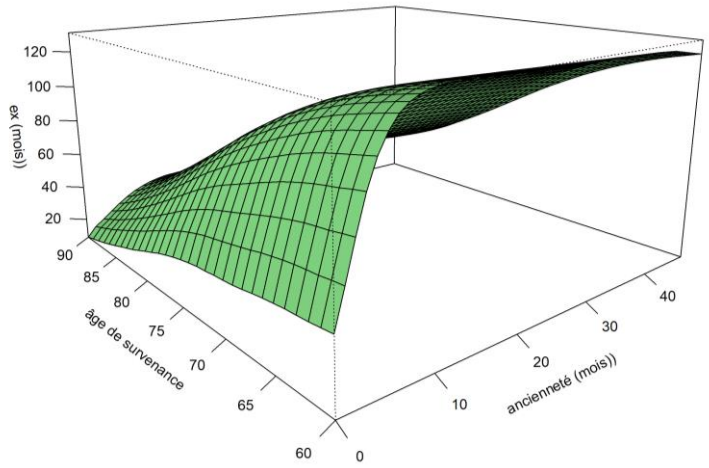
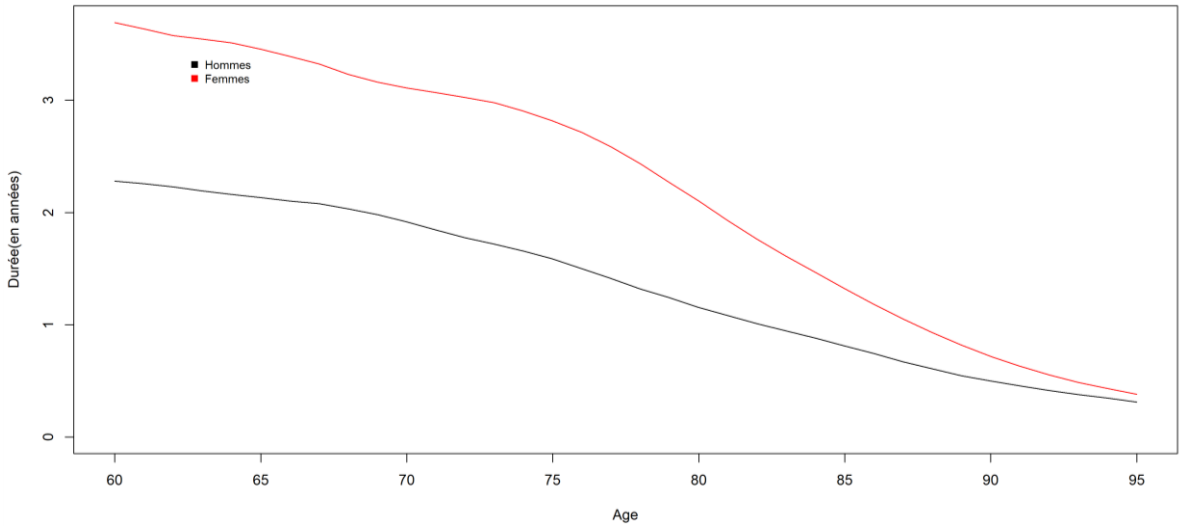


Fig. 32 : Espérance de vie résiduelle - Femmes



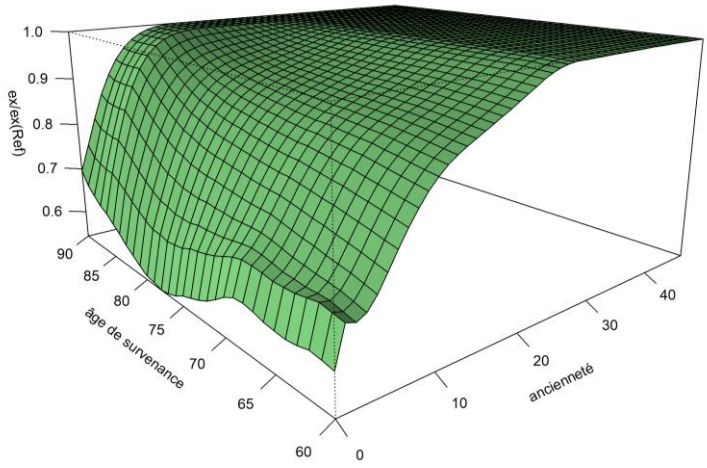
On note que la croissance des espérances de survie pendant la première année de dépendance est plus forte.

Fig. 33 : Espérance de vie résiduelle à l'entrée en dépendance (en mois)



Le ratio entre les durées de survie des hommes et des femmes conduit à :

Fig. 34 : Ratio entre la durée de survie des hommes et celle des femmes – physique



V. CONCLUSION

La présente étude conduit à des propositions de lois de survie en dépendance segmentées en fonction du type de dépendance, ce qui permet de mesurer les écarts entre la démence (maladies d'Alzheimer et apparentées) et sinon la dépendance physique (qui présente une surmortalité très marquée).

La surmortalité des premiers mois est très marquée.

En termes de comportement par sexe, la surmortalité masculine se retrouve dans l'état de dépendance totale, « toutes causes » et par type. Elle reflète la plus grande fréquence chez l'homme des démences d'origine alcoolique et vasculaire (versus maladie

d'Alzheimer de meilleur pronostic) et des comorbidités dans l'état de dépendance physique.

Les modèles retenus ici pour effectuer les ajustements sont robustes, mais pourraient être affinés pour mieux représenter les spécificités locales des surfaces de survie, en recourant notamment aux modèles de vraisemblance locale proposés dans PLANCHET et TOMAS [2013]. Ce développement pourra faire l'objet de recherches ultérieures.

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

BIESSY G. [2015] « Long-Term Care Insurance: a Multi-State Semi-Markov Model to Describe the Dependency Process for Elderly People. », *Bulletin Français d'Actuariat*, Vol. 15, n°29

CASTANEDA F., LUSSON F. [2018] « Un panorama de l'assurance dépendance en France », Bulletin Français d'Actuariat, Vol.18, n°35.

DELÉGLISE M.P.; HESS C.; NOUET S. [2009] « Tarification, provisionnement et pilotage d'un portefeuille dépendance », Bulletin Français d'Actuariat », Vol. 0, n°17.

DUPOURQUÉ E., PLANCHET F., SATOR N. (Eds.) [2019] Actuarial Aspects of Long-Term Care, Springer Actuarial Series, Springer

GUIBERT Q., PLANCHET F., SCHWARZINGER M. [2018] « Mesure de l'espérance de vie sans dépendance en France », *Bulletin Français d'Actuariat*, Vol. 18, n°35.

GUIBERT Q., PLANCHET F. [2018b] « Non-Parametric Inference of Transition Probabilities Based on Aalen-Johansen Integral Estimators for Semi-Competing Risks Data: Application to LTC Insurance », *Insurance: Mathematics and Economics*, Volume 82, Pages 21-36, doi: 10.1016/j.insmatheco.2018.05.004.

GUIBERT Q., PLANCHET F. [2018a] « Utilisation des estimateurs de Kaplan-Meier par génération et de Hoem pour la construction de tables de mortalité prospectives », *Bulletin Français d'Actuariat*, vol. 17, n°33.

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., THÉROND P.E. [2011] *Modélisation statistique des phénomènes de durée – applications actuarielles*, Paris : Economica.

PLANCHET F., TOMAS J. [2013] « Multidimensional smoothing by adaptive local kernel-weighted log-likelihood with application to long-term care insurance », *Insurance: Mathematics and Economics*, Vol. 52, pp. 573–589. http://dx.doi.org/10.1016/j.insmatheco.2013.03.009

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