

$$A_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} \mathbb{1}_{]t;\infty[}(T_x)$$

ressources-actuarielles.net

QalyDays

27/05/2019

Risque de perte d'autonomie : lois biométriques QalyDays

Version 1.0



ISFA  GRANDE ÉCOLE
D'ACTUARIAT
ET DE GESTION
DES RISQUES
INSTITUT DE SCIENCE FINANCIÈRE ET D'ASSURANCES

Quentin GUIBERT
Frédéric PLANCHET
Michaël SCHWARZINGER

Préambule

- Le vieillissement de la population est une tendance lourde, liée à l'augmentation de l'espérance de vie à tous les âges. L'INSEE estime ainsi qu'en 70 ans (1990 à 2060) la population des 75 ans et plus devrait tripler et passer de 6 à 17 % de la population nationale.
- Une conséquence directe de ce vieillissement est que, quelle que soit la source d'études retenue, la population des personnes âgées dépendantes devrait doubler en une cinquantaine d'années.
- Les pouvoirs publics et les assureurs montrent donc un intérêt croissant pour le risque de perte d'autonomie, le dernier rapport en date étant le [rapport Libault](#) (mars 2019) qui doit nourrir un projet de loi prévu cet automne.
- Quelles que soient les mesures qui seront prises, une bonne gestion de ce risque passe par une mesure de son importance, qui nécessite une meilleure connaissance des comportements en termes de survie sans dépendance, entrée en dépendance et survie en dépendance.

Préambule

- Dans ce contexte, l'objectif principal de l'étude QalyDays est d'améliorer la connaissance du risque « Perte d'Autonomie » en France à partir de l'exploitation des bases nationales d'hospitalisation (PMSI). Les lois biométriques ont été construites en distinguant le sexe et la cause de la perte d'autonomie totale (démence, état grabataire ou toutes causes) :
 - des tables de mortalité prospectives pour la population sans dépendance, par âge et par année du moment ;
 - des lois d'incidence (probabilité d'entrée en dépendance) par âge ;
 - des lois de survie en dépendance, présentées par âge à l'entrée en dépendance et ancienneté dans l'état.
- Ces différentes lois sont décrites dans la suite de cette présentation, en rappelant les choix méthodologiques effectués et les principales caractéristiques des lois obtenues, accessibles par ailleurs sur <http://www.ressources-actuarielles.net/qalydays>.

Survie sans dépendance

Méthodologie

- La 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 par année sur le même périmètre (données INSEE);
 - ces mêmes informations pour la population identifiée en perte d'autonomie totale (données PMSI) avec imputation des décès en dehors de l'hôpital (Schwarzinger [2018]).
- Les effectifs des dépendants sont ensuite rapprochés de 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.

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

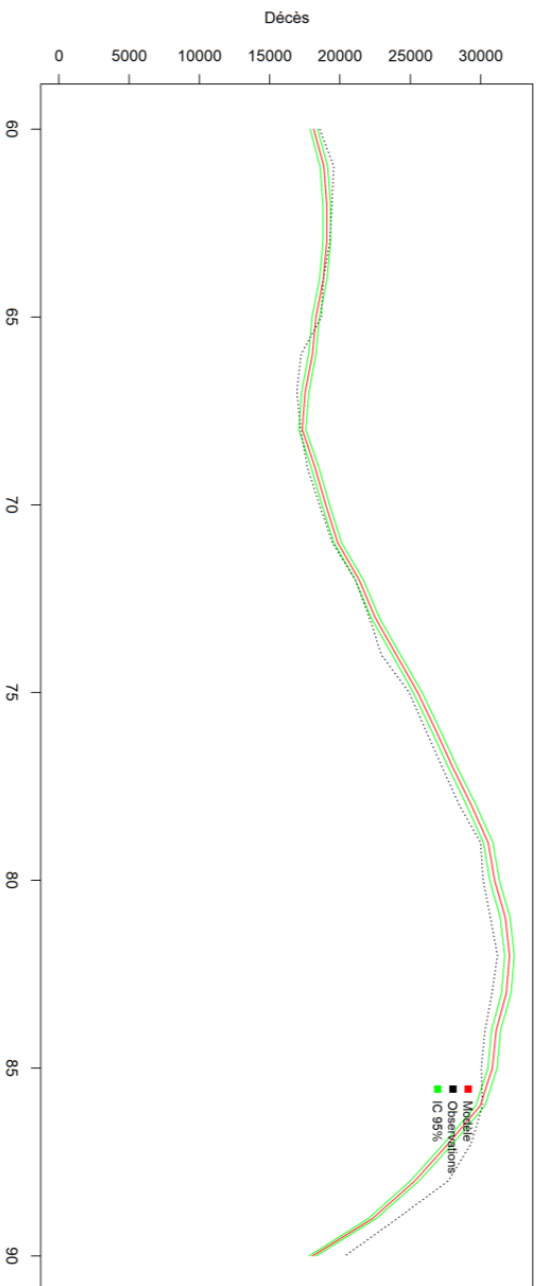
- Le critère d'optimisation utilisé pour l'estimation des paramètres consiste à minimiser la fonction

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

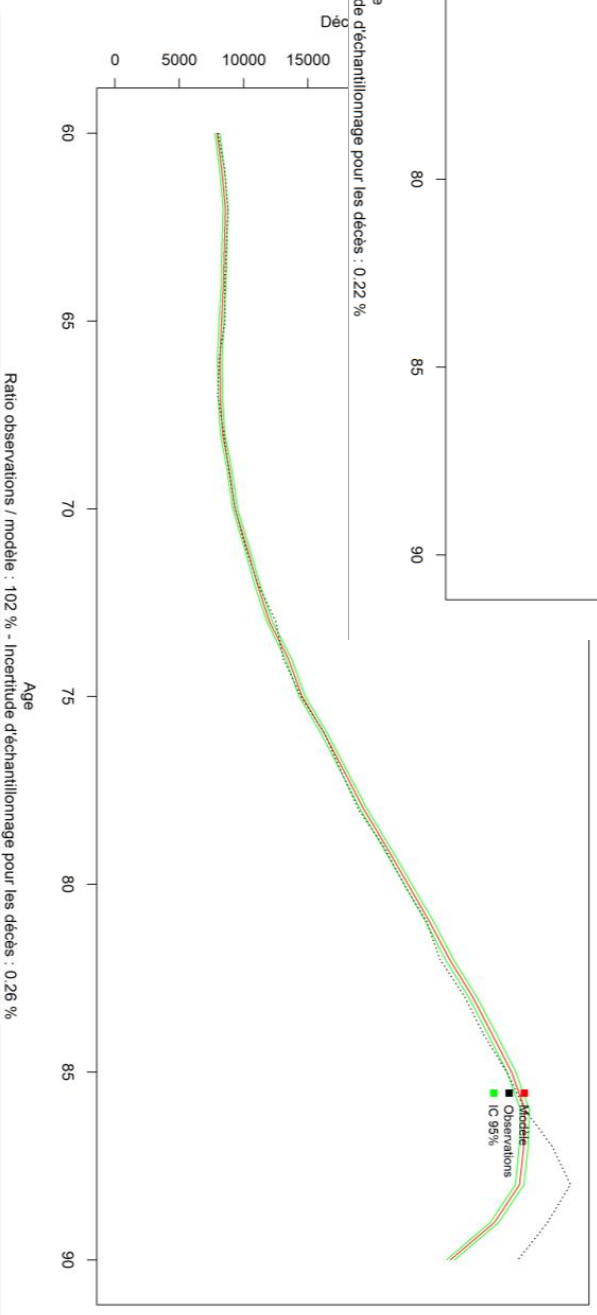
Survie sans dépendance

Qualité de l'ajustement

- Le critère principal de bonne qualité de l'ajustement est le rapprochement entre les nombres de décès observés et estimés, par âge, sur la période d'observation.



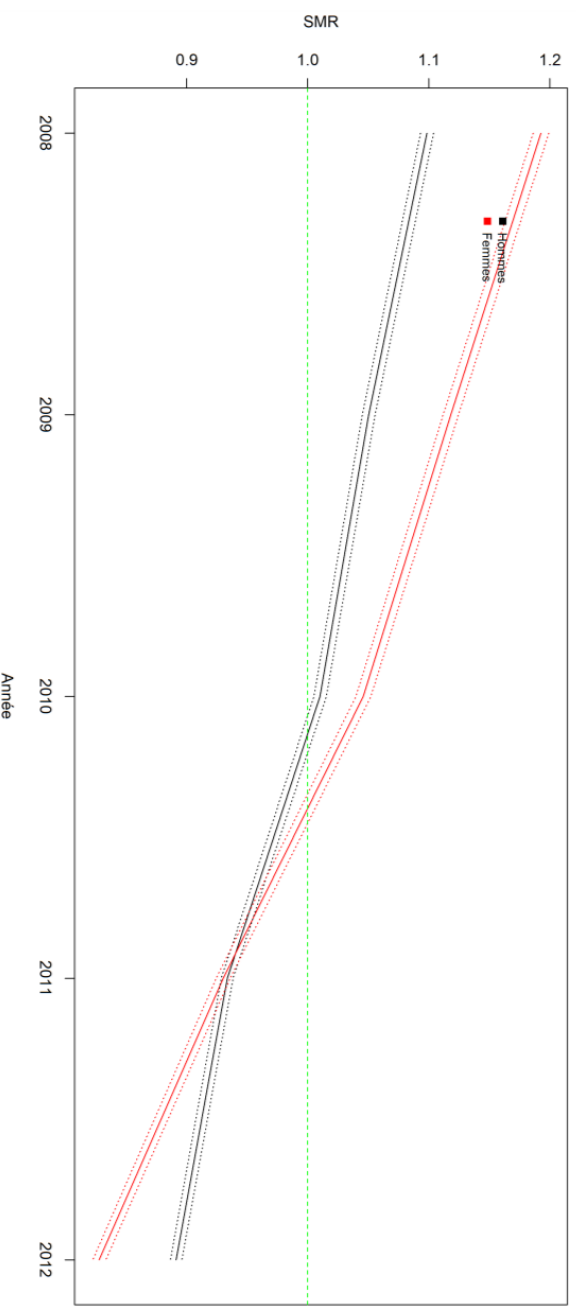
- La qualité d'ajustement est correcte pour l'ensemble des segments.



Survie sans dépendance

Qualité de l'ajustement

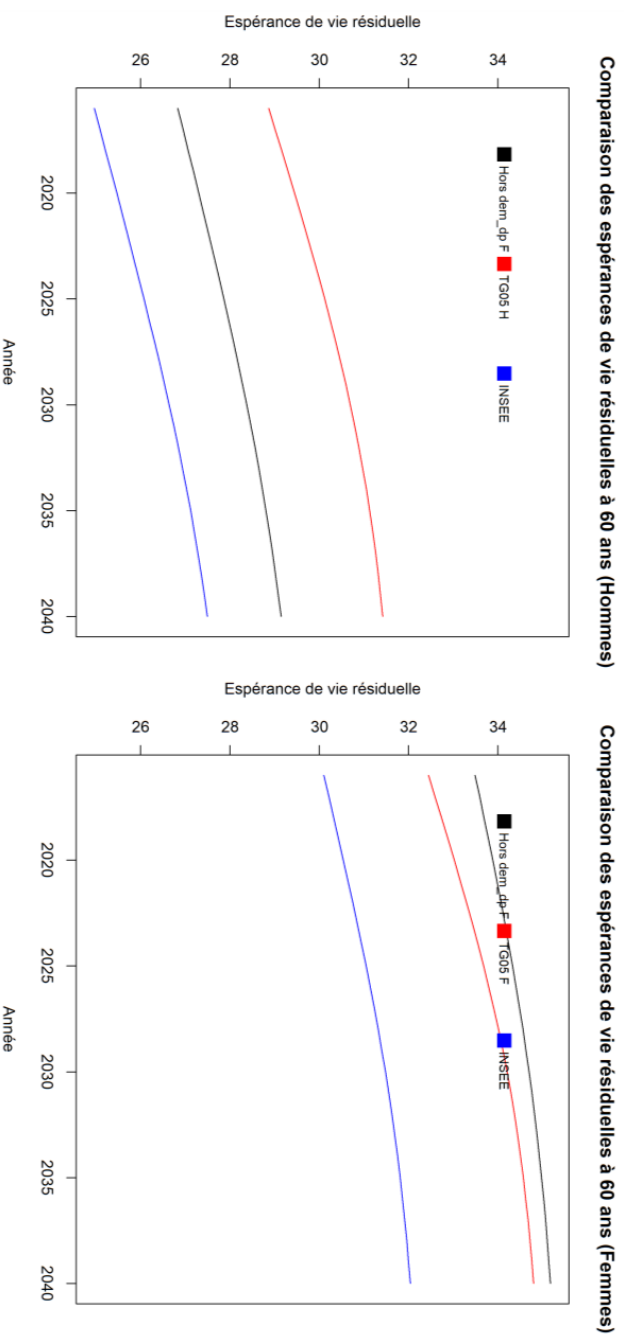
- La tendance décroissante du SMR suggère que l'amélioration de la mortalité est plus rapide dans la population « sans dépendance » que dans la population générale. Ce phénomène est cohérent avec une hypothèse de compression de morbidité. En conséquence, les espérances de vie résiduelles « sans dépendance » 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.



Survie sans dépendance

Les résultats obtenus

- Les **espérances de vie prospectives** « sans dépendance » sont logiquement supérieures à celles de la population générale pour les deux sexes (tables INSEE 2060).

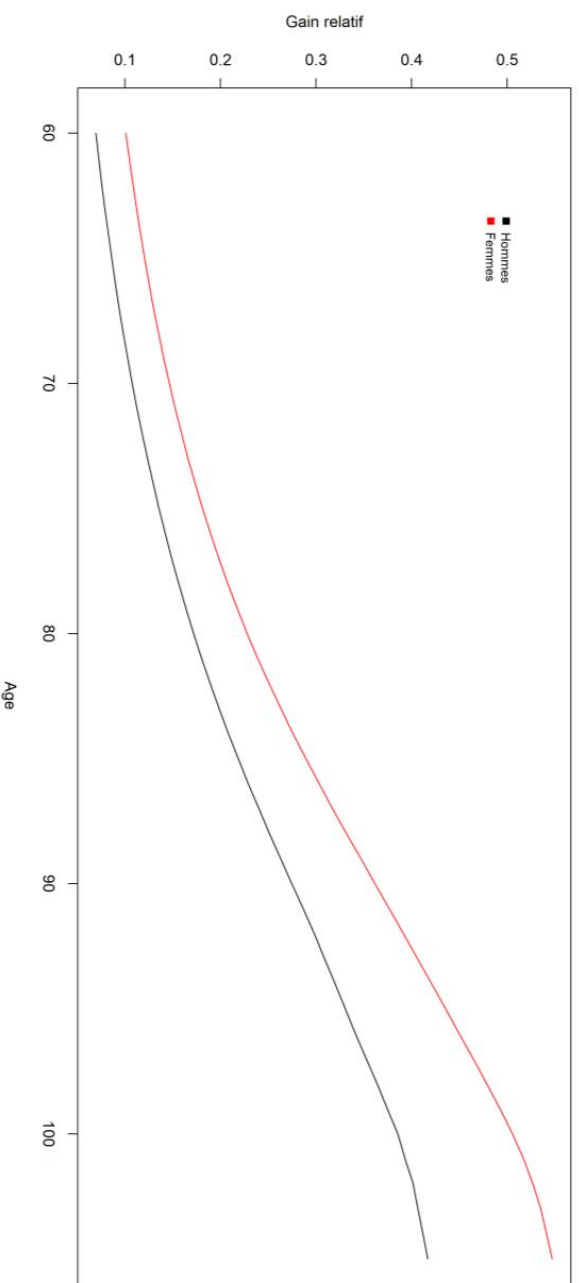


- Elles sont **inférieures (hommes) ou supérieures (femmes) par rapport à elles de la TGH 2005**. Cette différence illustre le fait qu'une part significative de l'espérance de vie supplémentaire des femmes par rapport aux hommes est passée en dépendance.

Survie sans dépendance

Les résultats obtenus

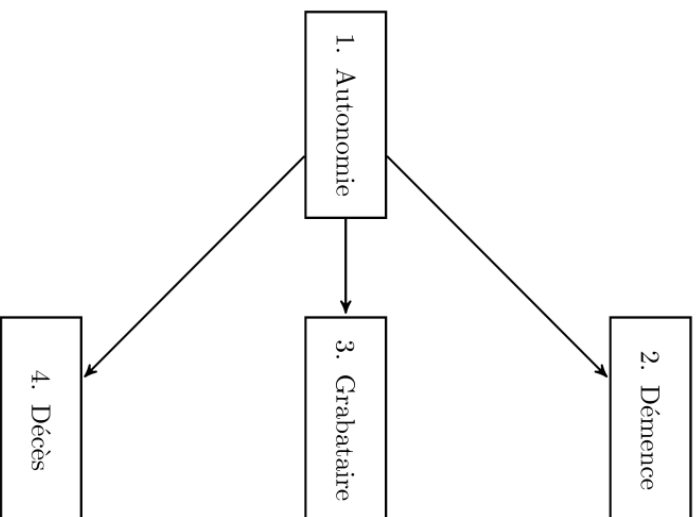
- L'espérance de vie « sans dépendance » est supérieure d'environ 10 % à l'espérance de vie totale (y compris dépendance) à 60 ans, l'écart augmente ensuite pour être de l'ordre de 25 % à 90 ans pour les hommes et resp. 35 % pour les femmes.



Entrée en dépendance

Méthodologie

- La méthodologie développée dans GUIBERT et PLANCHET [2014] est utilisée pour construire des lois d'entrée en dépendance totale par âge, à partir d'un modèle à risques concurrents à quatre états. Les taux bruts sont robustes et non-paramétriques.



- Période d'observation : 2010-2012.
- Population en « bonne santé » identifiée à l'hôpital au 01/01/2010 (i.e. sans pathologie grave ou dépendance).

- Ages : 50-95 ans.

Strate	Démence		Etat grabataire (sans démence)		Dépendance totale	
	Nombre	Age	Nombre	Age	Nombre	Age
Femmes	249 046	83,6 (7,7)	36 236	81,2 (11,3)	285 282	83,3 (8,3)
Hommes	122 953	80,0 (9,5)	26 850	75,8 (12,1)	149 803	79,2 (10,1)

Entrée en dépendance

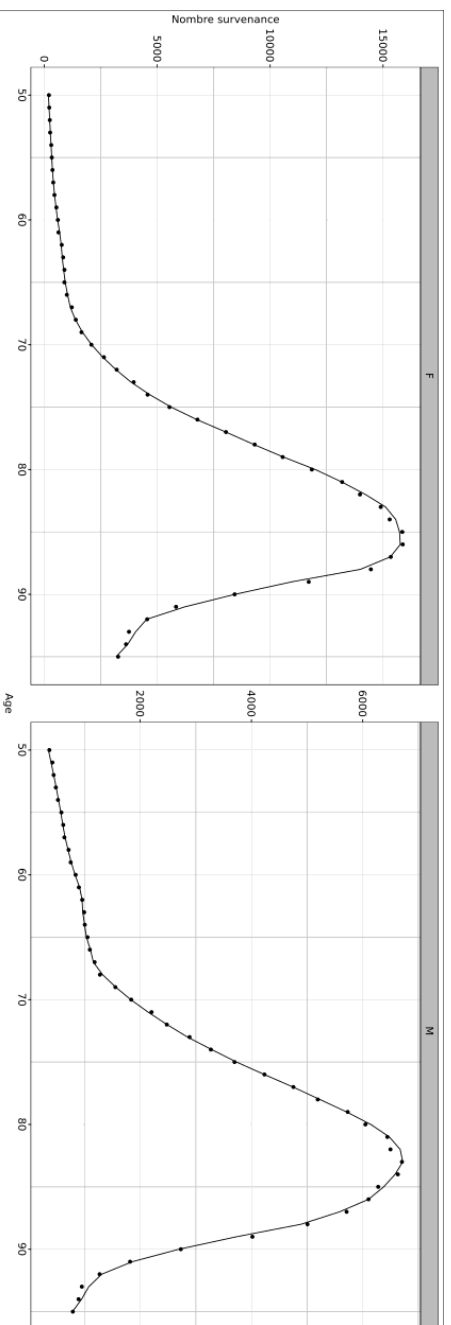
Méthodologie

- Les estimateurs des taux d'incidence sont estimés sur la population en « bonne santé » observée à l'hôpital avec imputation des décès (SCHWARZINGER [2018]).
- Les estimateurs sont redressés pour être applicables à la population générale sur la même période en supposant que toute perte d'autonomie lourde est observée à l'hôpital et que la population non hospitalisée sur la période est en « bonne santé ».
 - S'appuie sur les expositions au risque Insee.
 - Possible sous-estimation du nombre de dépendants en se limitant *a priori* aux cas les plus lourds.
- Les taux d'incidence bruts sont lissés par une méthode de splines cubiques, ce qui permet également d'extrapoler les résultats.
- Comme tenu des données disponibles, les taux d'incidence bruts sont lissés sur la tranche d'âges 50-95 ans en pondérant le poids de chaque point à partir des durées d'exposition au risque, puis ils sont extrapolés entre 96 et 100 ans.

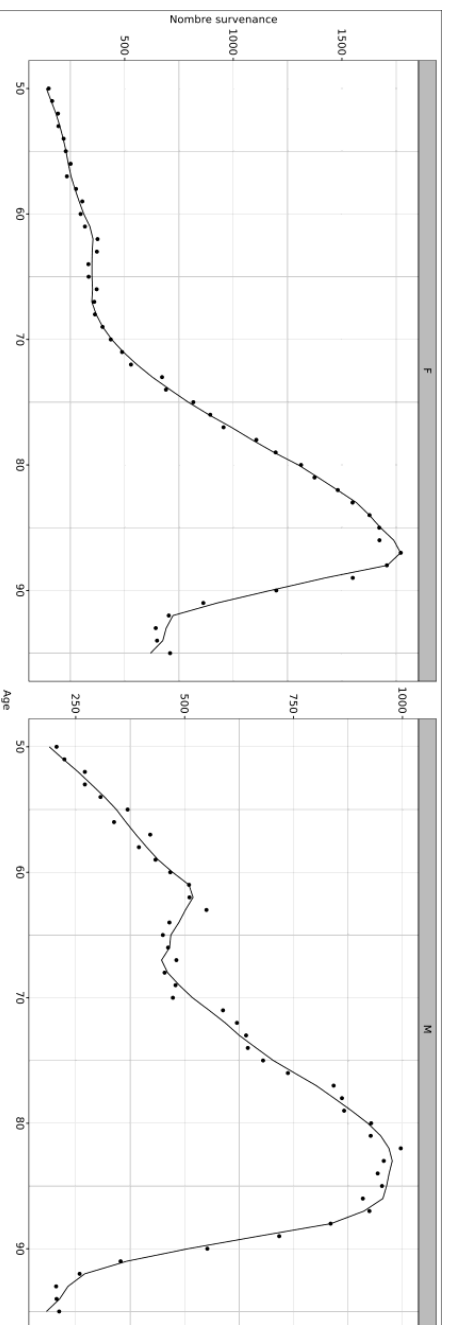
Entrée en dépendance

Qualité de l'ajustement

- Les ratios SMR observés sont logiquement très bons du fait des choix méthodologiques :
- Démence : 99,9 % pour les femmes et 99,6 % pour les hommes.



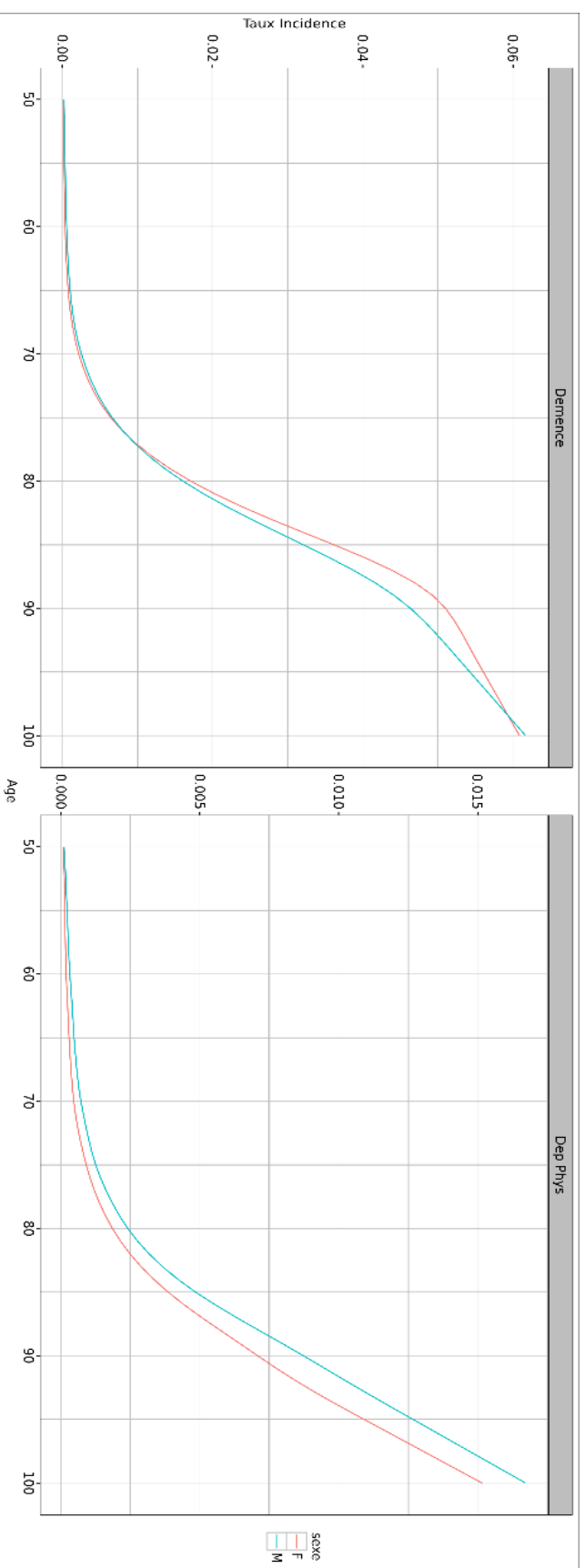
- Etat grabataire (sans démence) : 99,6 % pour les femmes et 99,2 % pour les hommes.



Entrée en dépendance

Les résultats obtenus

- On observe un net accroissement des taux d'incidence à partir de 75-85 ans, ...
- puis un ralentissement du taux d'incidence en démence à partir de 90 ans, alors que le taux d'incidence semble croître au même rythme pour l'état grabataire (sans démence).
- Les taux d'incidence en démence femmes/hommes convergent aux grands âges.



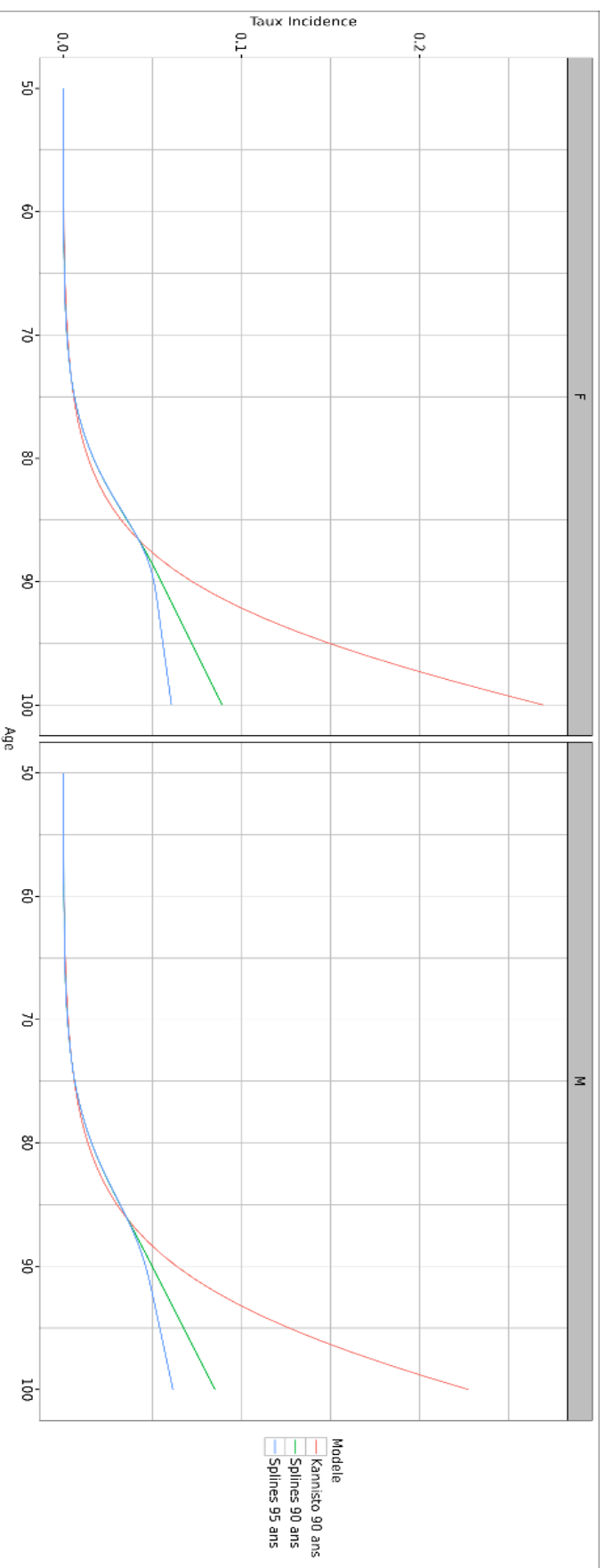
Entrée en dépendance

Les résultats obtenus

- Les données suggèrent un ralentissement de l'incidence en démence à partir de 90 ans, ce qui est discuté dans la littérature, même si une forme exponentielle est fréquemment retenue.

■ Analyses de sensibilité :

- Extrapolation par splines cubiques à partir de 90 ans.
- Modèle de Kannisto à partir de 90 ans.

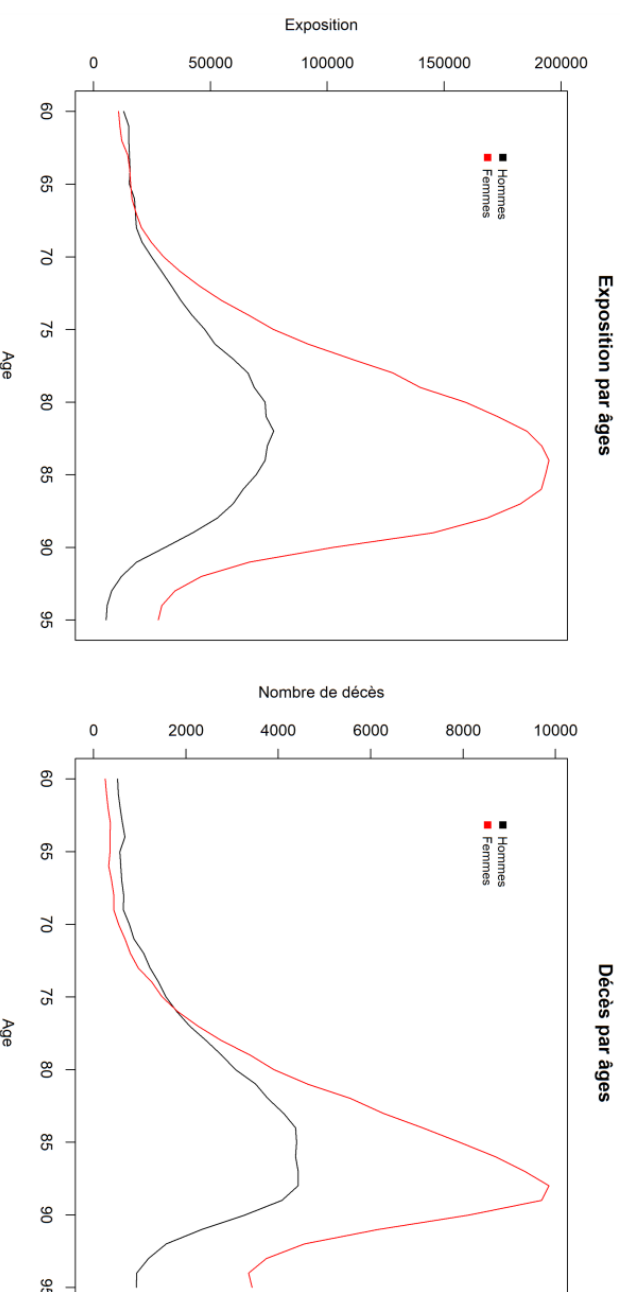


Survie en dépendance

Méthodologie

- La construction des lois de survie suit les principes proposés dans le chapitre 4 de DUPOURQUÉ et al. (Eds) [2019].

- La population considérée est observée à l'hôpital en démence ou état grabataire.
 - Période d'observation : 2010-2012.
 - Ages : 60-95 ans ; Durée : 0-36 mois.
 - Imputation des décès avec sensibilité à 95 % si provenance/sortie en EHPAD (SCHWARZINGER [2018]).



Survie en dépendance

Méthodologie

- Dans un premier temps, les probabilités conditionnelles de décès en dépendance sont estimées annuellement sur une segmentation « âge d'entrée en dépendance x ancienneté ».

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

- Ces taux annuels bruts sont lissés par la méthode de Whittaker-Henderson.
- Les taux de première année sont robustes. Ils sont mensualisés en supposant la linéarité des logits des taux mensuels.

- À partir de la deuxième année, la mortalité est positionnée par rapport à la table à la TD 88/90, puis la surmortalité est ajustée par un modèle paramétrique de la forme

$$f(x, y) = \exp(a + b \times x + c \times y).$$

- Les taux sont mensualisés et raccordés aux taux de première année.

Survie en dépendance

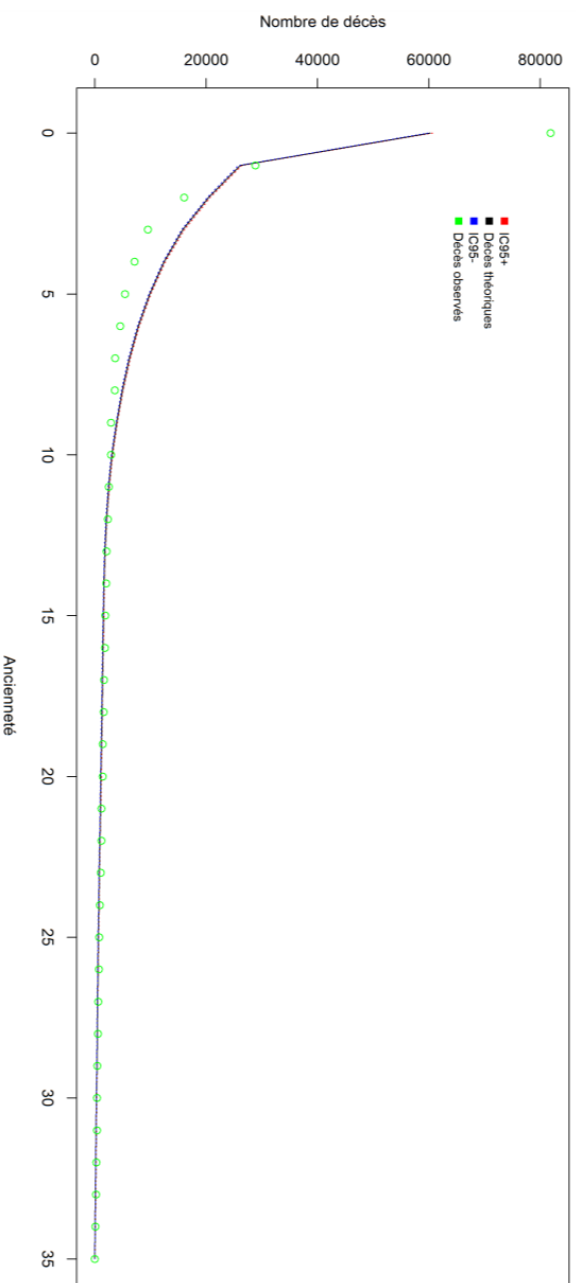
Méthodologie

- Cette démarche par positionnement est justifiée par le fait que les données sont censurées à 36 mois d'ancienneté en dépendance (période d'observation : 2010-2012).
- La TD 88/90 est choisie comme référence du fait de son utilisation historique pour la détermination de loi de survie en dépendance et de son rôle dans la réglementation des assurances pour le provisionnement des rentes de responsabilité civile corporelle . Elle s'avère relativement bien adaptée à ce type de risque.
- Nous ne disposons de données fiables que jusqu'à 95 ans et il est nécessaire d'extrapoler les taux de décès au-delà.

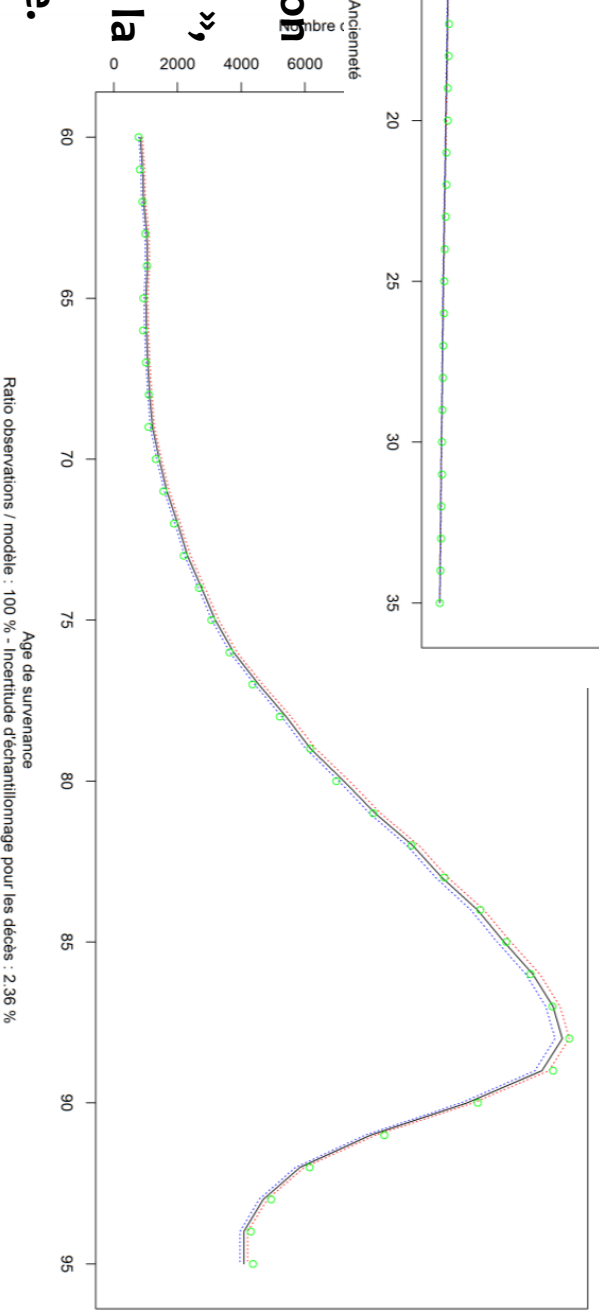
Survie en dépendance

Qualité de l'ajustement

- Comme pour la survie sans dépendance, la qualité de l'ajustement est analysée au travers du rapprochement des sorties observées et modélisées, en fonction de l'âge et de l'ancienneté.



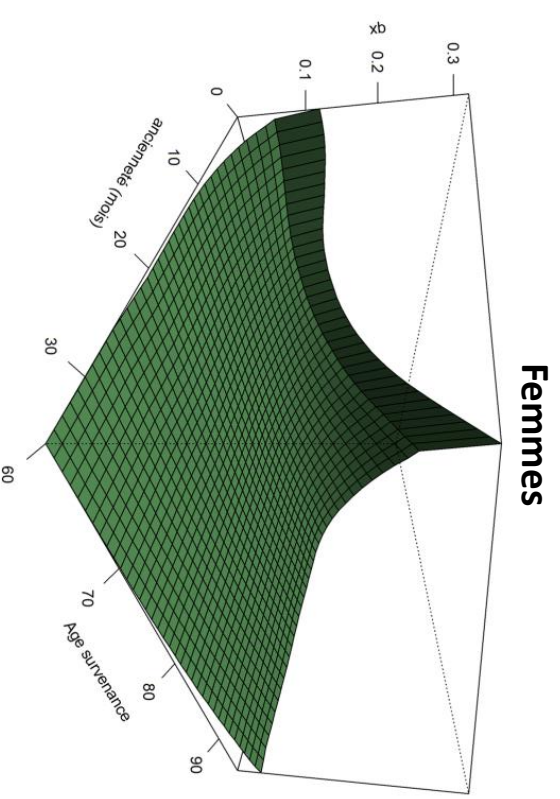
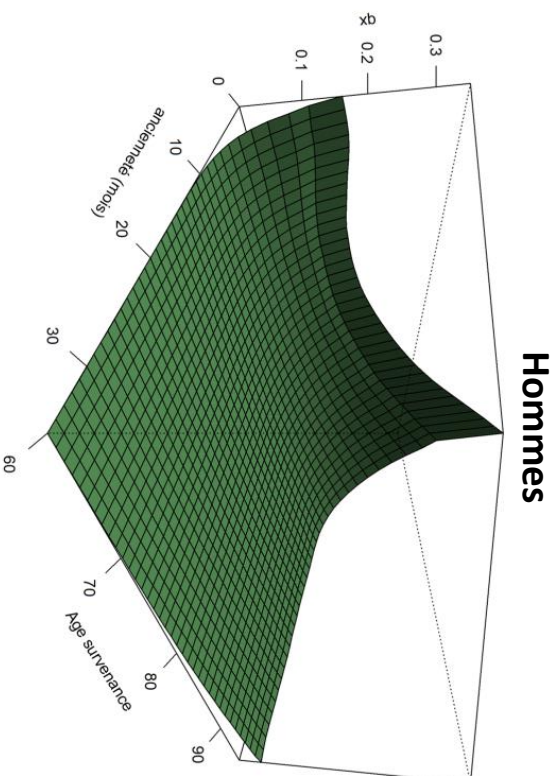
- L'ajustement est très bon dans la dimension « âge », mais sous-estime un peu la mortalité de première année.



Survie en dépendance

Les résultats obtenus

- On obtient ainsi des surfaces de mortalité dont l'allure typique est la suivante.

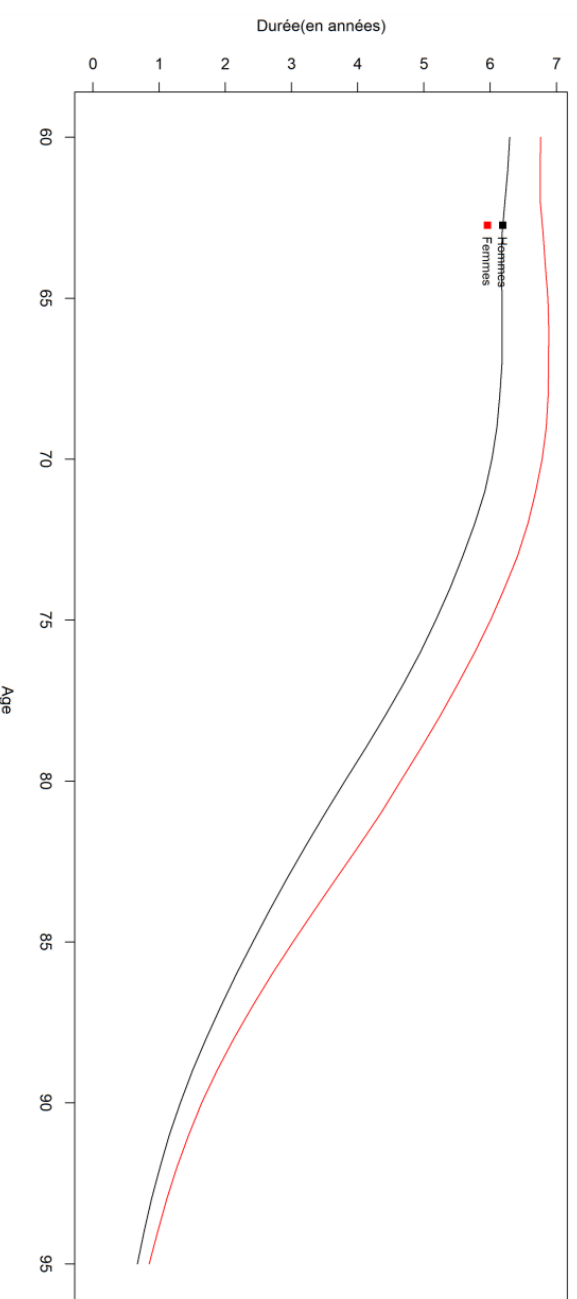


- La surmortalité des premiers mois est très marquée.
- La surmortalité des hommes se retrouve dans la perte d'autonomie totale, y compris à l'entrée. Elle reflète l'exposition alcool-tabac plus fréquente et ses multiples conséquences notamment sur le type de démence (démence vasculaire ou alcoolique versus maladie d'Alzheimer sans comorbidités).

Survie en dépendance

Les résultats obtenus

- 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.



Synthèse

- L'exploitation des données nationales d'hospitalisation (PMSI) permet de proposer des lois de référence valables pour la perte totale d'autonomie en population nationale.
- Ces lois sont conditionnées par :
 - la définition de la dépendance retenue (ici en référence à des critères médicaux qui peuvent différer de la définition des assureurs basée sur des AVQ) ;
 - L'imputation des décès, nécessaire car tous les décès ne sont pas observés à l'hôpital et la période d'observation exploitable n'est que de 3 ans.
- Leur utilisation dans un contexte d'assurance implique par ailleurs d'intégrer les dispositifs comme les franchises et délais de carence, dont les résultats présentés ici ne tiennent pas compte.
- En complément de l'approche « globale » du risque dépendance que permettent ces lois, un simulateur individuel tenant compte des facteurs de risque individuels a également été développé.

Références

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

GUIBERT Q., PLANCHET F., SCHWARZINGER M. [2018C] « MESURE DE L'ESPÉRANCE DE VIE SANS DÉPENDANCE EN FRANCE MÉTROPOLITAINE », BULLETIN FRANÇAIS D'ACTUARIAT, VOL. 18, N°35.

GUIBERT Q., PLANCHET F., SCHWARZINGER M. [2018B] « MESURE DU RISQUE DE PERTE D'AUTONOMIE EN FRANCE MÉTROPOLITAINE », BULLETIN FRANÇAIS D'ACTUARIAT, VOL. 18, N°35.

GUIBERT Q., PLANCHET F., SCHWARZINGER M. [2018A] « MESURE DE L'ESPÉRANCE DE VIE EN DÉPENDANCE TOTALE EN FRANCE MÉTROPOLITAINE », BULLETIN FRANÇAIS D'ACTUARIAT, VOL. 18, N°35.

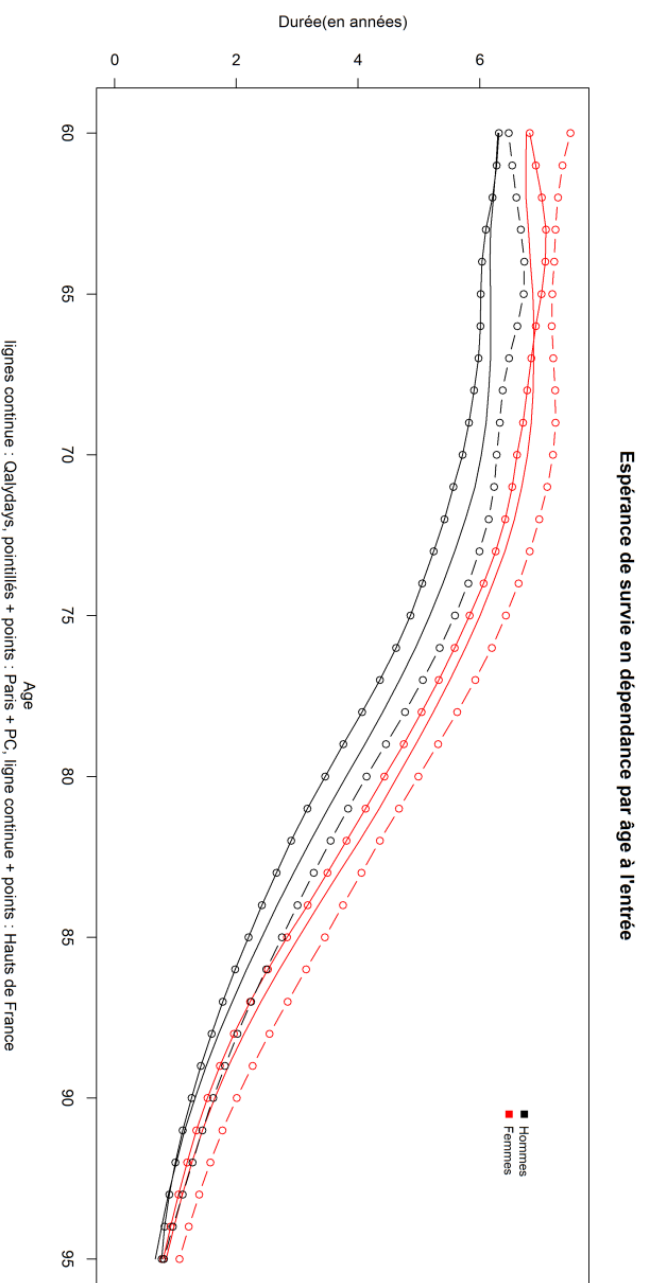
GUIBERT Q., PLANCHET F. [2014] « Construction de lois d'expérience en présence d'évènements concurrents : Application à l'estimation des lois d'incidence d'un contrat dépendance », *Bulletin Français d'Actuariat*, vol. 14, n°27.

SCHWARZINGER M. [2018] "Étude QalyDays : données source et retraitements pour l'étude du risque de perte d'autonomie", *Bulletin Français d'Actuariat*, Vol. 18, n°35.

Annexe - Survie en dépendance

Les résultats obtenus

- Ces résultats présentent une forte variabilité régionale. Ainsi, en considérant Paris et la petite couronne (région présentant la plus forte espérance de vie) et les Hauts de France (espérance de vie la plus faible), on obtient les résultats suivants.



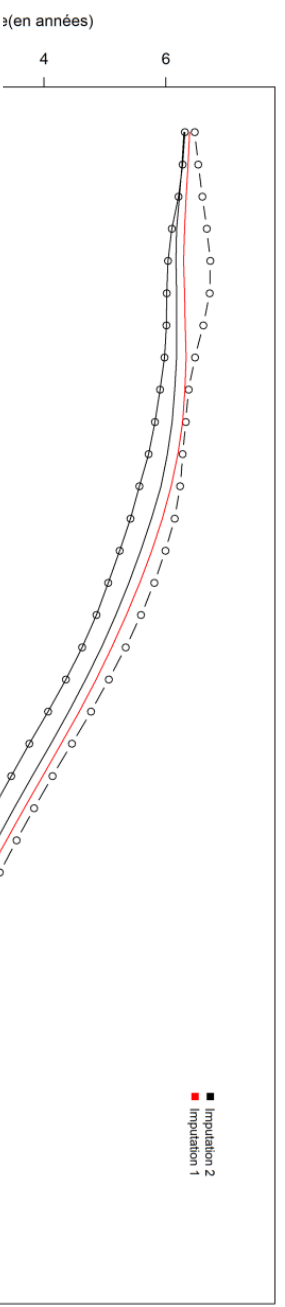
- On retrouve le classement des espérances de vie sans dépendance.

Annexe - Survie en dépendance

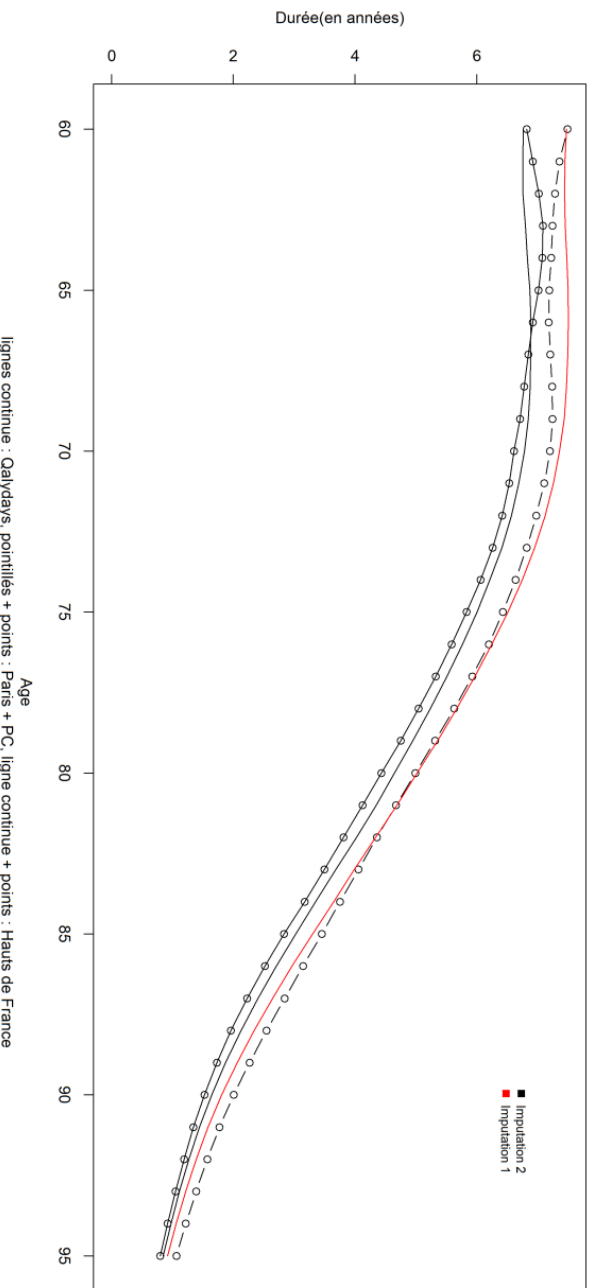
Les résultats obtenus

■ ■ ■ On peut par ailleurs observer que l'hétérogénéité induit une variabilité plus forte (pour les hommes) et du même ordre de grandeur (pour les femmes) que la méthode d'imputation

Espérance de survie en dépendance par âge à l'entrée - Hommes



Espérance de survie en dépendance par âge à l'entrée - Femmes



lignes continue : QalyDays, pointillés + points : Paris + PC, ligne continue + points : Hauts de France