I N S T I T U T D E
S T A T I S T I Q U E

UNIVERSITÉ CATHOLIQUE DE LOUVAIN

D I S C U S S I O N
P A P E R

0409

UNE PROPOSITION DE TABLES PROSPECTIVES POUR LE MARCHÉ BELGE DES RENTES

C. MAGIS, M. DENUIT and J-F. WALHIN

http://www.stat.ucl.ac.be

Une proposition de tables prospectives pour le marché belge des rentes

Corinne Magis[*], Michel Denuit[•⋆], Jean-François Walhin[*•]
∗ Secura
• Institut des Sciences Actuarielles, Université Catholique de Louvain
⋆ Institut de Statistique, Université Catholique de Louvain

3 février 2004

Résumé

Nous analysons la problématique des tables de mortalité prospectives pour le marché des rentes viagères. Nous en déduisons une proposition de mise à jour des tables de mortalité à retenir en vue de la tarification et du provisionnement des rentes viagères.

1 Introduction

Les progrès réalisés en sciences médicales, l'amélioration des conditions de travail et du niveau de vie ont contribué ces dernières décennies à l'allongement de la vie humaine. La mortalité infantile et aux grands âges s'en trouve diminuée. La problématique de la mesure du risque de longévité, qui résulte de l'incertitude sur l'évolution de la mortalité dans le futur, revêt toute son importance lorsqu'on sait que cet accroissement de la vie humaine aura sans nul doute une conséquence sur les systèmes de retraite fonctionnant en répartition et représente également un risque pour les assureurs vie servant des rentes viagères (selon le principe de la capitalisation). Dans le premier cas, outre le problème démographique résultant du faible nombre de naissances observé dans nos pays, la durée moyenne de la retraite s'accroîtra de façon telle qu'un déséquilibre entre cotisants et bénéficiaires apparaîtra. Ceci incite le pouvoir politique à privilégier les retraites basées sur le deuxième et le troisième pilier, renvoyant la balle aux assureurs. En ce qui concerne l'assurance vie, le marché des rentes viagères présente cette caractéristique particulière que l'assureur s'engage sur une période potentiellement très longue. Mesurer et prévoir le risque, c'est arriver à déterminer le plus finement possible la mortalité des individus. Sinon, l'assureur s'expose à subir des pertes importantes et ce, au bénéfice des assurés ou au détriment de la collectivité des rentiers les plus jeunes pour le cas où l'assureur viendrait à tomber en faillite. Une telle situation est évidemment inacceptable puisqu'elle conduirait à une rentabilité systématiquement négative des rentes viagères. Une branche d'assurance ne peut être subsidiée par une autre (les rentes viagères par les produits d'assurance décès par exemple) et il convient donc pour l'assureur de travailler avec les bases techniques les plus proches de la réalité. C'est la raison pour laquelle une table de mortalité minimale pour les opérations en cas de vie est requise pour le calcul des primes et réserves mathématiques depuis 1992 : il s'agit de la table MR pour les hommes et FR pour les femmes. Ces derniers temps, les actuaires ont pris conscience du fait qu'il est indispensable de mettre à jour ces tables minimales, afin de prendre en compte les tendances les plus récentes en matière de mortalité. L'ARAB (Association Royale des Actuaires Belges) a d'ailleurs consacré un séminaire sur ce sujet en 2003. L'arrêté royal du 14 novembre 2003, en application de la loi du 13 mars 2003 sur les pensions complémentaires prescrit d'ailleurs que "... les règles d'actualisation utilisées ne peuvent conduire à un résultat inférieur à celui que l'on obtiendrait au moyen de tables de mortalité belges prospectives telles qu'établies par la CBFA sur base des dernières études démographiques effectuées par l'Institut National de Statistiques et le Bureau Fédéral du Plan, en tenant compte notamment de l'anti-sélection liée à la liquidation des prestations sous forme de rentes, ...".

Nous proposons dans cet article des bases techniques en vue de mettre en place de nouvelles tables minimales. La méthodologie utilisée repose sur des travaux qui ont été reconnus notamment aux Etats-Unis et ont fait l'objet de plusieurs publications scientifiques. Nous proposerons également une approximation, plus facile à mettre en oeuvre par les assureurs, qui a fait ses preuves sur le marché français.

L'article est organisé comme suit. A la section 2, nous décrivons la notion de tables de mortalité prospectives. A la section 3, nous critiquons le cadre législatif actuel. La section 4 décrit le matériel statistique qui a été utilisé pour l'étude. La section 5 est consacrée à la réduction de la dimension du problème en utilisant le modèle de Lee & Carter (1992). A la section 6, nous obtenons l'extrapolation linéaire optimale de la tendance temporelle qui apparaît dans le modèle de Lee & Carter (1992). La section 7 propose une solution à la problématique de la fermeture des tables. La section 8 est consacrée à l'obtention des paramètres du modèle de Lee & Carter (1992) avec tendance temporelle linéaire. A la section 9, nous calculons le prix de rentes viagères et l'espérance de vie de plusieurs individus au moyen des tables de mortalité déduites. La section 10 introduit un modèle simplifié pour l'utilisation pratique des tables prospectives. La section 11 est consacrée

à la problématique de l'antisélection qui caractérise le marché des rentes viagères. La section 12 reproduit le raisonnement tenu à la section 10 en vue d'obtenir une simplification des tables avec antisélection. La section 13 conclut.

2 Tables de mortalité prospectives

Vu que la mortalité n'est pas stable dans le temps, les tables du moment, appelées tables transversales, ne sont pas d'une grande utilité pour le problème qui nous occupe. Ces tables sont dressées à partir d'observations relatives à une seule année. Cette façon de faire ne permet pas de tenir compte de l'évolution de la mortalité dans le temps. En fait, l'approche transversale ne décrit la mortalité d'aucun assuré du portefeuille puisque chacun des quotients de mortalité a été obtenu à l'aide d'une génération différente d'assurés.

Illustrons ce propos comme suit : supposons un nouveau-né, de sexe masculin, né en 2000. Supposons que son père est âgé de 30 ans, et son grand-père de 60 ans. Une table de mortalité transversale utilisera le quotient de mortalité du père et du grand-père pour estimer la durée de vie future du nouveau-né, en particulier son espérance de vie. Il est clair que ce nouveau-né, grâce aux progrès décrits ci-dessus, survivra en moyenne plus longtemps que son père, et encore plus longtemps que son grand-père. Retenir les quotients de mortalité des hommes nés en 1970 et 1940 pour analyser la vie future de ce nouveau-né implique donc nécessairement une sous-estimation de son espérance de vie. Il est donc indispensable de travailler avec des tables prospectives, qui tiennent compte de la génération de l'individu pour évaluer sa mortalité.

Pour parer à ce problème, il convient d'établir des tables prospectives, encore appelées longitudinales, qui elles, permettent de tenir compte de l'allongement de la vie humaine. Ces tables donnent, pour chaque génération la probabilité de décéder au cours d'une certaine année. Ainsi, les tables de mortalité longitudinales permettent de déterminer, pour chacune des générations, le temps restant à vivre pour un individu compte tenu, non pas des conditions du moment mais de l'évolution future présumée des conditions de vie. Elles sont dressées à partir de modèles statistiques estimant les tendances de la mortalité et les extrapolant dans le futur. Il va sans dire que les tables prospectives doivent être fréquemment revues à la lumière des nouvelles statistiques de mortalité. L'objet de cet article est de présenter une méthode envisageable pour la construction de telles tables.

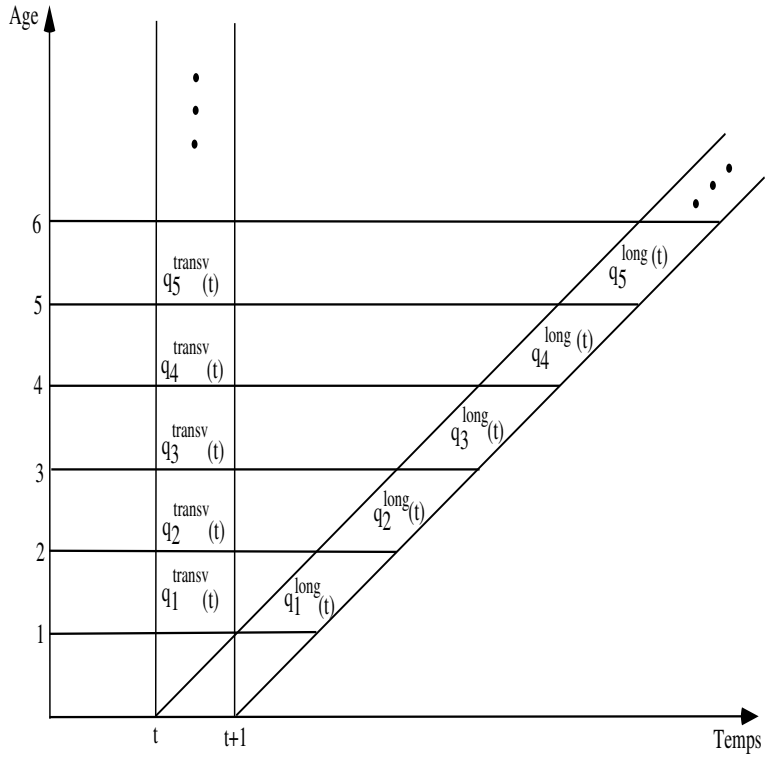


FIG. 1 – *Visions transversale et prospective.*

Les indicateurs démographiques dont nous aurons besoin dépendent donc de l'âge x (comme c'est classiquement le cas lorsque l'on analyse des tables transversales) et du temps calendaire t. Les quantités d'intérêt sont ici les quotients de mortalité q_{xt} et les taux instantanés de mortalité μ_{xt}. Le premier représente la probabilité de décéder à l'âge x durant l'année t. Il s'agit d'un nombre adimensionnel toujours compris entre 0 et 1. Les taux sont quant à eux mesurés dans l'unité inverse du temps et comptabilisent des décès par personne exposée au risque et par unité de temps. Ils sont compris entre 0 et l'infini. Le fait qu'il n'y ait pas de contrainte sur les taux est un avantage en terme de modèle mathématique à mettre en oeuvre pour les analyser.

Ici, nous adoptons l'hypothèse de constance des taux instantanés de mortalité dans chaque carré du diagramme de Lexis (voir annexe A). Sous cette hypothèse technique, mais peu restrictive, nous avons que

$$q_{xt} = 1 - \exp(-\mu_{xt}) \ .$$

Dès lors, les quotients de mortalité s'obtiennent aisément à partir des taux instantanés de mortalité et inversément.

3 Cadre législatif belge

Pour parer à l'insuffisance des tables de mortalité transversales, contrairement à ce qui se passe dans certains pays étrangers (notamment au Royaume-Uni), le législateur belge impose depuis le 17 décembre 1992[1] aux compagnies d'assurance d'utiliser des tables de mortalité de référence, appelées

1. Arrêté royal du 17 décembre 1992 relatif à l'assurance sur la vie.

tables $MR-FR$. Celles-ci servent de base à la tarification des opérations de genre vie telles que les rentes viagères. Elles ont donc été déterminées de façon prudente, en y incorporant des chargements de sécurité, c'est-à-dire une réduction des taux de mortalité dans notre cas. Les tables $MR-FR$ en vigueur actuellement sont basées sur une modélisation de MAKEHAM dont les paramètres sont fixés par le Roi. La formule de MAKEHAM postule que la probabilité de décès à l'âge x est donnée par[2]:

$$q_x = 1 - sg^{c^x(c-1)} \text{ où } 0 < s \leq 1,\ 0 < g < 1 \text{ et } c > 1.$$

Le taux instantané de mortalité à l'âge x correspondant vaut alors

$$\mu_x = A + Bc^x \text{ où } A \geq 0 \text{ et } B > 0.$$

Les paramètres A et B sont liés aux paramètres initiaux s, g et c par les relations:

$$\begin{aligned} A &= -\ln(s)\ , \\ B &= -\ln(g)\ln(c)\ . \end{aligned}$$

Le modèle de Makeham revient donc à considérer que le taux instantané de mortalité à l'âge x se décompose comme suit:

- un premier terme constant, A, qui est indépendant de l'âge atteint x et représente la mortalité accidentelle ainsi que celle due aux maladies pouvant survenir indifféremment à tout âge;
- un second terme croissant en x, Bc^x, qui représente la mortalité due au vieillissement, pour laquelle on postule un comportement exponentiel.

Le succès de la loi de Makeham tient surtout à sa simplicité.

Les tables $MR-FR$ se déterminent à partir de la relation suivante, appliquée au nombre de survivants à l'âge x pour un million de naissances:

$$l_x = ks^x g^{c^x},$$

où les valeurs des constantes k, s, g, et c sont celles de la table 1.

Table	MR	FR
k	1.000.266,63	1.000.048,56
s	0,999441703848	0,999669730966
g	0,999733441115	0,999951440172
c	1,101077536030	1,116792453830

TAB. 1 – *Constantes de* MAKEHAM.

Ces tables devraient être plus optimistes quant à l'évolution de la mortalité que les tables observées. Elles devraient donc avoir pour effet de ralentir le taux de mortalité observé de sorte que la durée de vie calculée sur base de ces tables s'en trouverait accrue. Malheureusement, ces tables réglementaires semblent aujourd'hui être insuffisantes. En effet, il s'agit en fait de tables transversales. Celles-ci sont restées inchangées depuis 1992. Or, comme nous l'avons vu plus haut, dans une ère d'allongement de la vie humaine, calculer une espérance de vie sur base transversale la sous-estimera toujours.

Les tables $MR-FR$ n'incorporent dans certains cas plus aucun chargement de sécurité, notamment pour les femmes et les jeunes hommes. Si les assureurs belges continuent à utiliser ces

2. Notez qu'il n'y a pas d'indice t puisque ces tables réglementaires sont transversales

tables réglementaires pour tarifer des rentes viagères, cela engendrera vraisemblablement des pertes techniques importantes. Le but poursuivi par le législateur en imposant un tarif minimum étant de protéger les assurés contre des tarifs déséquilibrés, on ne peut qu'espérer une révision rapide des tables officielles. Leur importance est en effet primordiale, ne fût-ce que parce qu'elles servent à définir des droits minimum des affiliés en assurance de groupe et en fonds de pension. Signalons en outre que dans le droit de la réparation, la version 2001 du tableau indicatif des indemnités forfaitaires pour les préjudices légers de moins de 15% d'invalidité se base sur la seule table MR, sans faire la distinction entre hommes et femmes. Pire encore, le tableau pour les préjudices plus graves préconise quant à lui l'usage des tables les plus récentes de l'INS. Il faut espérer que dans un avenir proche, ces tableaux feront l'objet d'une révision sévère afin de permettre une meilleure indemnisation des victimes, en adoptant des tables de mortalité masculine et féminine remises à jour et non désuètes comme le sont actuellement les tables $MR-FR$.

De surcroît, il ne faut pas oublier que les tables $MR-FR$ sont d'application pour la population assurée. Celle-ci connaît généralement une mortalité plus favorable que l'ensemble de la population. On constate en effet que les rentiers vivent plus longtemps. La nécessité de développer de nouvelles tables n'en est que plus urgente.

4 Statistiques de mortalité pour la Belgique

Le point de départ de toute analyse de l'évolution de la mortalité consiste à récolter un ensemble de données fiables pour la population étudiée. A cette fin, nous disposons d'un jeu de données fourni conjointement par l'INS (Institut National de Statistiques) et le BfP (Bureau fédéral du Plan). Celui-ci est constitué des quotients de mortalité q_{xt} pour:

- $0 \leq x \leq 100$ ans pour les années t comprises entre 1948 et 1993 incluses;
- $0 \leq x \leq 101$ ans pour $1994 \leq t \leq 1998$;
- $0 \leq x \leq 105$ ans pour $1999 \leq t \leq 2001$.

Il a fallu faire un choix quant aux périodes et tranches d'âges que nous allions retenir pour nos applications. Celui-ci s'est porté sur la population âgée de plus de 50 ans et pour une période s'étalant de 1948 à 2001.
Ce choix fut motivé:

- pour les âges, par le fait que nous nous intéressons dans ce travail principalement à la problématique des rentes viagères et que celles-ci sont versées généralement après la retraite du rentier: l'âge de 50 ans nous paraît donc raisonnable. Prendre en compte la mortalité des moins de 50 ans reviendrait à inclure dans le modèle la mortalité infantile et la bosse accident, ce qui n'est pas souhaitable ici. De plus, la description de la mortalité des jeunes adultes est un phénomène particulièrement complexe à appréhender et en tant qu'actuaires, nous n'avons pas la prétention d'expliquer le pourquoi des phénomènes observés;
- pour la période, par la fin de la Seconde guerre mondiale.

Le lecteur intéressé trouvera une étude approfondie à propos de l'importance de ce choix dans Delwarde & Denuit (2003).

Les quotients de mortalité bruts, pour ces tranches d'âges et périodes, sont donnés à la figure 2.

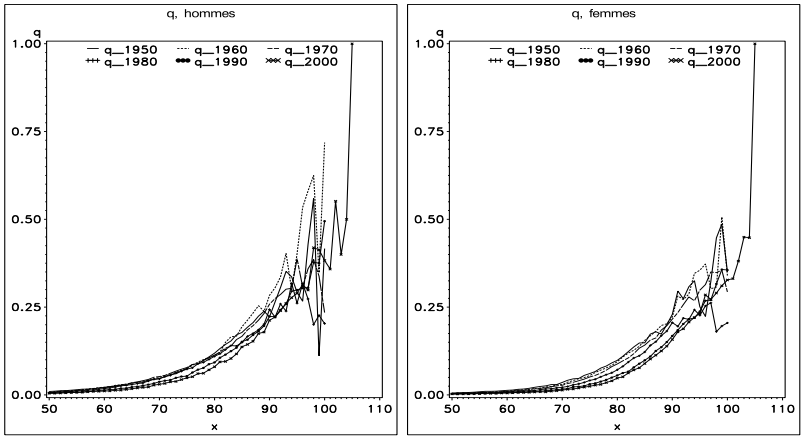


FIG. 2 – *Quotients de mortalité bruts.*

La figure 2 nous montre l'évolution favorable de la mortalité au cours du temps. Force est donc de constater que la mortalité est en perpétuelle évolution et que l'actuaire qui baserait ses calculs sur une table de mortalité du moment aussi récente soit-elle ne pourrait que commettre une erreur anticonservative d'évaluation, comme nous le montrons d'ailleurs à la fin de ce travail en calculant les espérances de vie à certains âges sur base des tables transversales d'une part et des tables longitudinales d'autre part (cfr table 2 à la section 9).

Sous notre hypothèse de constance par morceaux des taux instantanés de mortalité pour la répartition des décès sur l'année, nous obtenons les taux instantanés de mortalité μ_{xt} par:

$$\mu^*_{xt} = -\log(1 - q_{xt}) \ , \ x = 50, \ldots, 99, \ t = 1948, \ldots, 2001.$$

Remarquons que nous avons préféré ne pas tenir compte du dernier âge fourni étant donné l'incertitude qui pèse généralement sur ces données.

La figure 3 donne l'évolution du logarithme des taux instantanés de mortalité au cours du temps. La tendance est plus facile à visualiser qu'à la figure 2.

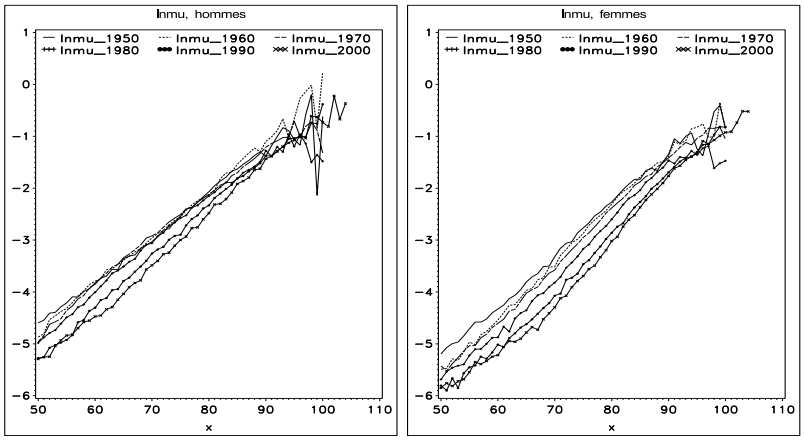


FIG. 3 – *Logarithme des taux instantanés de mortalité.*

Nous disposons également des données OCA (décès et expositions au risque) pour les opérations de genre vie en assurance groupe et individuelle des années 1996 à 2001 et pour les assurés âgés de moins de 98 ans; nous pouvons calculer des μ_{xt}^{OCA}, $x = 50, \ldots, 98$ et $t = 1996, \ldots, 2001$:

$$\mu_{xt}^{OCA} = \frac{d_{xt}^{OCA}}{L_{xt}^{OCA}} \ ,$$

où

- d_{xt}^{OCA} représente les décès observés parmi les rentiers d'âge x en l'année t;
- L_{xt}^{OCA} est l'exposition au risque des assurés d'âge x en t.

Nous ferons usage de ces quotients de mortalité relatifs à la population assurée à la section 11, consacrée à la problématique de l'antisélection.

5 Réduction de la dimension du problème

Il est clair que le problème statistique auquel nous sommes confrontés présente une dimension gigantesque. Il faut analyser des μ_{xt} pour

1. 50 valeurs observées de x ($x = 50$ ans $\rightarrow 99$ ans)
2. 54 valeurs observées de t ($t = 1948 \rightarrow 2001$).

Il convient dès lors de réduire la dimension du problème. C'est l'objet de cette section.

Plusieurs méthodes sont proposées dans la littérature. Une première approche, très appréciée par les actuaires consiste à ajuster les observations de chaque année à l'aide d'un modèle paramétrique tel que celui de Makeham, voyez par exemple Benjamin & Pollard (1993) et Benjamin & Soliman (1993). Ceci permet de condenser l'information annuelle dans un petit nombre de paramètres. Ensuite, l'évolution au cours du temps de ces derniers est à son tour modélisée, afin de fournir des projections de mortalité dans le futur. Il ne faut néanmoins pas perdre de vue que, chaque année, ces paramètres sont vraisemblablement fort corrélés puisqu'ils ont été estimés sur base des mêmes données. On ne peut donc pas se contenter d'une modélisation univariée mais on doit recourir à un modèle de série temporelle multivariée, ce qui est extrêmement compliqué.

Dans ce travail, nous envisagerons un autre type d'approche, basé sur la méthode de Lee & Carter (1992). Celle-ci a déjà prouvé son efficacité à maintes reprises et sur diverses populations: Belgique (voir Brouhns & Denuit (2002)), USA (voir Lee & Carter (1992)), Canada (voir Lee & Nault (1993)), Chili (voir Lee & Rofman (1994)), Japon (voir Wilmoth (1996)). Nous utiliserons en fait une variante de cette méthode, développée par Denuit (2003) afin d'obtenir des projections de la mortalité de la population belge.

L'idée de la méthode originale de Lee & Carter(1992) est de modéliser les taux instantanés de mortalité par

$$\ln \hat{\mu}_{xt} = \ln \mu_{xt} + \epsilon_{xt},\ \epsilon_{xt} \sim N(0,\sigma^2),\ \text{iid}$$

avec

$$\mu_{xt} = \exp(\alpha_x + \beta_x \kappa_t) \ .$$

Sur l'échelle logarithmique, le taux instantané de mortalité est ainsi décomposé, à un terme d'erreur près, en la somme de deux composantes: l'une (α_x) spécifique à l'âge et l'autre, composée du produit d'un paramètre temporel (κ_t) décrivant l'évolution générale de la mortalité et d'un paramètre (β_x) propre à l'âge, expliquant l'évolution du taux par rapport aux autres âges.

L'interprétation de ces paramètres est la suivante:

- les paramètres β_x décrivent l'écart des taux instantanés de mortalité μ_{xt} par rapport au comportement moyen α_x, sur l'échelle logarithmique. Ils représentent l'évolution de la mortalité à chaque âge et quantifient l'influence de l'indice temporel κ_t sur le logarithme des taux de mortalité à l'âge x. Les âges pour lesquels β_x a une grande valeur seront donc très sensibles à l'évolution temporelle;
- les κ_t décrivent l'évolution de la mortalité au cours du temps: ils caractérisent la tendance temporelle.

Les paramètres satisfont aux contraintes suivantes, qui assurent l'identifiabilité du modèle:

$$\begin{aligned} \sum_t \kappa_t &= 0 \ , \\ \sum_x \beta_x &= 1 \ . \end{aligned}$$

Ne pas imposer ces contraintes conduirait à un modèle non identifiable étant donné que tout remplacement des paramètres β_x et κ_t par $r\beta_x$ et κ_t/r, $r \in \mathbb{R}_0$ conduirait au même résultat.

Les paramètres $(\hat{\alpha}_x,\hat{\beta}_x,\hat{\kappa}_t)$ peuvent être obtenus au moyen d'une technique statistique de réduction de la dimension, appelée décomposition en valeurs singulières.

Les paramètres de la méthode de Lee & Carter (1992) sont ceux de la figure 4.

Notons que la méthode de Lee & Carter (1992) est ici utilisée dans un but purement descriptif: l'objectif étant de déceler une tendance linéaire pour les κ_t afin de justifier une simplification du modèle (voir sections 6 et 8).

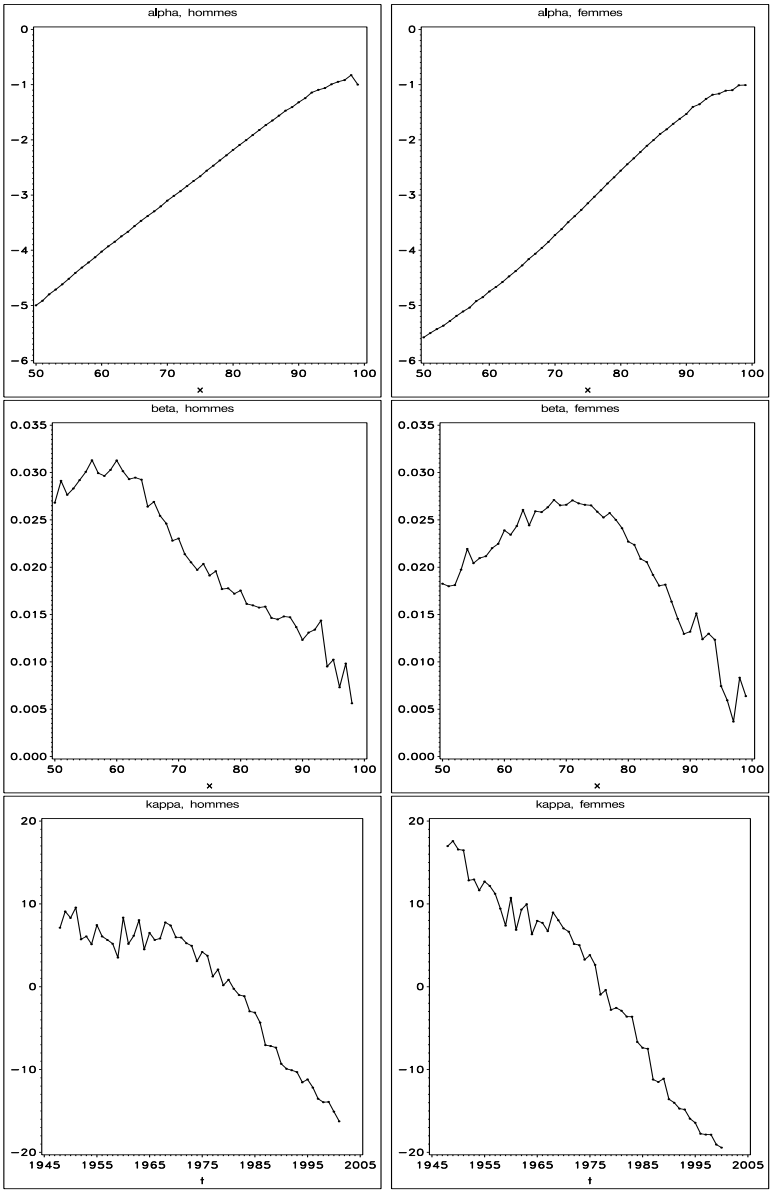


FIG. 4 – *Paramètres de la méthode de* LEE & CARTER *(1992).*

6 Extrapolation de la tendance temporelle

Dans la méthode de LEE & CARTER (1992), toute l'information relative à l'évolution de la mortalité dans le temps est comprise dans la série des κ_t. On veut pouvoir effectuer des prévisions sur les indices de mortalité des années futures: il faut donc modéliser cette série temporelle. Cette manière de procéder possède les avantages et les inconvénients de l'objectivité: on se contente juste d'extrapoler dans le futur les tendances observées dans le passé. Par conséquent, s'il existe des variations importantes telles que des progrès dans la médecine, l'apparition de nouvelles maladies ou encore l'évolution du style de vie, celles-ci ne seront pas représentées. Néanmoins, la mortalité étant influencée par l'interaction complexe de facteurs sociaux et biologiques difficiles à modéliser, la prédiction par extrapolation est en fait la technique par défaut.

Etant donné que les κ_t ont une tendance linéaire assez prononcée, surtout pour les dernières années, comme nous pouvons le voir à la figure 4, nous avons opté pour une régression linéaire de ces paramètres. Ainsi, on a:

$$\hat{\kappa}_t = at + b + \epsilon_t \ , \ \epsilon_t \sim N(0,\theta^2), \text{ iid.}$$

Afin de vérifier la pertinence de ce choix, nous nous sommes penchés sur un critère bien connu, celui du R^2 ou plus précisément, le R^2 ajusté pour le nombre de degrés de liberté du modèle.
Au plus le R^2 est grand, au plus la corrélation entre la variable réponse et les valeurs prédites par le modèle est grande. Nous recherchons dès lors le modèle présentant le plus grand R^2.

Afin de déterminer à partir de quelle année il est optimal de commencer la régression, nous analysons la valeur de R^2 ajusté, qui tient compte du nombre d'observations pour l'ajustement des paramètres, pour différents choix entre 1950 et 1990.

FIG. 5 – *Valeurs du $AdjR^2$ de la régression linéaire des $\hat{\kappa}_t$.*

Nous pouvons voir à la figure 5 que l'année 1968 semble être la meilleure pour les hommes et pour les femmes puisque c'est elle qui donne la valeur maximale du $AdjR^2$. C'est donc celle-là que nous retiendrons pour nos applications. Pour plus de simplicité, nous la noterons t_r dans la suite.

A la figure 6, nous voyons les $\hat{\kappa}_t$ originaux et régressés à partir de l'année t_r.

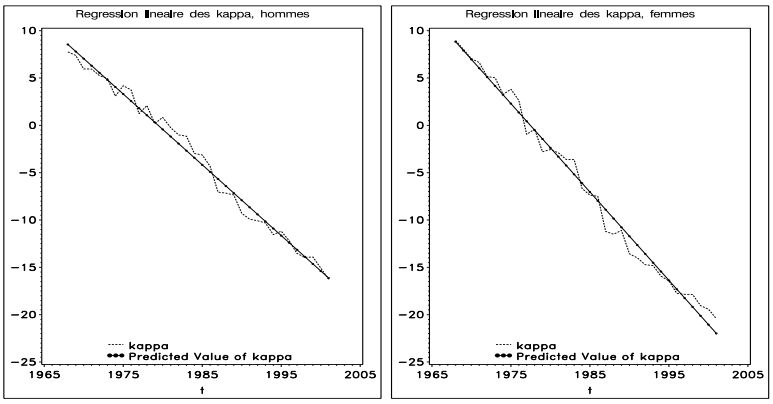


FIG. 6 – *Régression des $\hat{\kappa}_t$.*

7 Fermeture des tables aux âges élevés

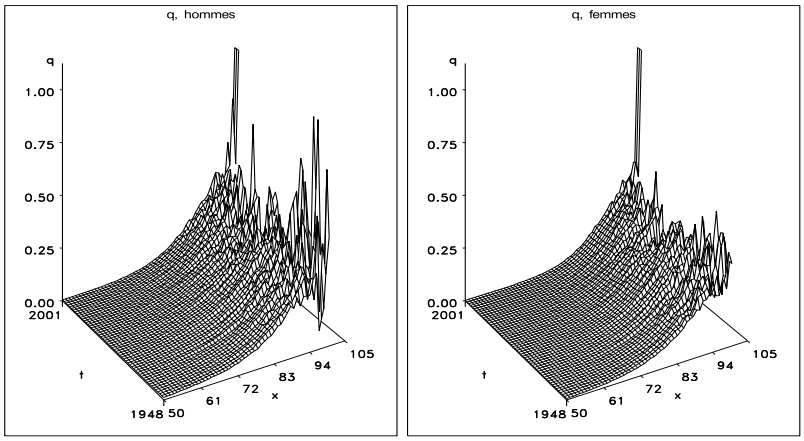


FIG. 7 – *Quotients de mortalité bruts.*

Comme nous l'observons à la figure 7 (nous l'avions déjà remarqué à la figure 2), les quotients de mortalité calculés de manière classique souffrent d'instabilité aux grands âges du fait du manque de données. Le problème est d'autant plus marqué pour des données plus anciennes.

Il est donc intéressant de les lisser quelque peu. De plus, l'âge maximal pour lequel nous détenons des observations est souvent insuffisant pour permettre de modéliser l'extinction totale d'une population. Dans notre cas, 100 ou 105 ans est certainement insuffisant étant donné que Jeanne Calment a vécu jusqu'à 122 ans. Or, nous assistons ces derniers temps non seulement à un repli de la mortalité aux grands âges mais également à une augmentation des proportions de gens plus âgés. Il est donc important de s'y intéresser de plus près.

L'objectif de la présente section est donc de lisser les estimations brutes des quotients de mortalité aux grands âges et de les extrapoler jusqu'à un certain âge ultime, que nous prendrons ici égal à 125 ans. La polémique concernant le choix d'un âge ultime est toujours d'actualité: pouvons-nous dire aujourd'hui que de tout temps l'homme mourra avant 125 ans? La plupart des actuaires, s'appuyant sur des avis de médecins ou d'éminents biologistes croient à la réalité d'une borne supérieure à la durée de vie humaine, qui serait inscrite dans nos gênes. Notre âge de 125 ans pourrait paraître assez élevé étant donné le faible nombre de centenaires actuellement. Cependant, il faut garder à l'esprit que nos tables sont développées pour des générations plus jeunes également. Dans les années futures, il est possible que l'âge ultime de 125 ans soit considéré comme banal. Notre choix est donc conservatif. De plus, une étude relativement récente (cfr VAUPEL(1997)), construite sur une importante base de données, à savoir 70 millions d'êtres humains de 14 pays et ayant atteint l'âge de 80 ans dont 200.000 centenaires, a fait apparaître les caractéristiques suivantes:

- les probabilités annuelles de décès augmentent à un taux décroissant au-delà de 80 ans;
- la mortalité décroît au cours du temps dans cette tranche d'âge.

Il n'existe donc aucune certitude à ce sujet. Il faut par conséquent rester prudent dans la détermination d'un éventuel âge ultime. Nous sommes malheureusement bien en peine de devoir trancher cette épineuse question. Nous considérerons donc cet âge ultime plutôt comme une limite au-delà de laquelle les éventuels survivants seraient négligés dans le calcul des indicateurs démographiques.

Une méthode simple de fermeture des tables consiste à modéliser les courbes de mortalité existantes et de les extrapoler aux âges auxquels les résultats empiriques deviennent déficients. Plusieurs modèles sont proposés dans la littérature.
Citons par exemple la méthode de Coale & Kisker (1990) qui utilise les taux instantanés de mortalité, se basant sur la célèbre formule de Gompertz ou encore celle de Renshaw & Haberman (2003).

Dans cet article, nous envisagerons une méthode de fermeture des tables travaillant sur les quotients de mortalité. La technique consiste à ajuster un modèle linéaire en x et x^2 aux logarithmes des quotients de mortalité pour les grands âges (cfr Jaumain (2001)). Celle-ci consiste en fait à régresser de façon quadratique les estimations brutes du logarithme des quotients de mortalité aux âges élevés et ensuite, de les extrapoler jusqu'à un certain âge ultime, que nous prendrons ici égal à 125 ans.

Dans un premier temps, nous utilisons les taux de mortalité observés de 75 ans à 95 ans pour déterminer les paramètres de la régression quadratique :

$$\ln(q_x) = a + bx + cx^2 + \epsilon_x \ , \ 75 \leq x \leq 95,$$

avec ϵ_x les erreurs supposées centrées et homoscédastiques.
Etant donné que chaque année calendaire est traitée séparément, par souci de clarté du texte, nous avons omis l'indice temporel. En réalité, les paramètres seront différents pour chaque année. La période étudiée est celle s'étendant de t_r à la dernière année d'observation. Dans notre cas, c'est donc de 1968 à 2001.
En toute rigueur, nous devrions commencer la régression à l'âge pour lequel la valeur du $AdjR^2$ défini précédemment est la plus élevée. Les valeurs de celui-ci, en commençant la régression à différents âges compris entre 65 et 85 ans étant très proches et toujours supérieures à 0.99, pour plus de simplicité, nous n'avons retenu qu'un seul âge, identique pour toutes les années: 75 ans. Nous avons préféré négliger les données pour les âges plus élevés que 95 ans vu leur instabilité (cfr fig. 2 et 7).
Il faut imposer une valeur limite. Cette régression se fait donc sous les contraintes suivantes:

$$\begin{aligned} q_{130} &= 1 \ , \\ q'_{130} &= 0 \ . \end{aligned}$$

La contrainte q_{130} revient à imposer qu'aucun individu ne peut survivre au-delà de 130 ans. Notons que le quotient de mortalité a été supposé égal à 1 à un âge ultérieur à notre âge ultime de 125 ans en vue d'éviter des valeurs infinies pour les taux instantanés de mortalité.
La contrainte q'_{130} revient à exiger que la courbe des q_x soit toujours croissante (voir annexe B), ce qui est assez logique.

Ces deux contraintes nous permettent de réécrire le modèle en fonction d'un seul paramètre:

$$\ln(q_x) = (16900 - 260x + x^2)c + \epsilon_x \ .$$

Nous avons appliqué cette régression quadratique aux données belges. Nous pouvons facilement obtenir les quotients de mortalité correspondants par passage à l'exponentielle. Ensuite, nous avons remplacé les quotients de mortalité observés par ceux régressés à partir de l'âge de 85 ans. Nous obtenons donc un nouvel ensemble de quotients de mortalité, $\{\hat{q}_{xt}, x = 50, \ldots, 125, t = 1968, \ldots, 2001\}$, constitués des quotients bruts pour $x = 50, \ldots, 84$ ans et des quotients régressés pour $x = 85, \ldots, 125$ ans.

La dernière étape permet de lisser la table, en effectuant des moyennes géométriques. Afin d'éviter une cassure au niveau du raccord à 85 ans, nous avons recalculé les quotients de mortalité pour les âges de 80 à 90 ans en utilisant des moyennes géométriques mobiles sur 5 ans. Ces quotients lissés ont donc été obtenus de la façon suivante:

$$\hat{q}^*_x = (\hat{q}_{x-2}.\hat{q}_{x-1}.\hat{q}_x.\hat{q}_{x+1}.\hat{q}_{x+2})^{\frac{1}{5}} \text{ , pour } x = 80,\ldots,90.$$

Nous disposons maintenant d'un ensemble de taux de mortalité $\{\tilde{q}_{xt},\, x = 50,\ldots,125,\, t = 1968,\ldots,2001\}$ où $\tilde{q}_{xt} = \hat{q}^*_{xt}$ pour $x = 80,\ldots,90$ ans et $\tilde{q}_{xt} = \hat{q}_{xt}$ pour les autres âges, à partir desquels nous allons pouvoir effectuer différentes projections afin d'obtenir l'espérance de vie ou encore le prix de la rente viagère sur des horizons de temps relativement longs.
Les quotients de mortalité obtenus pour différentes années sont ceux de la figure 8.

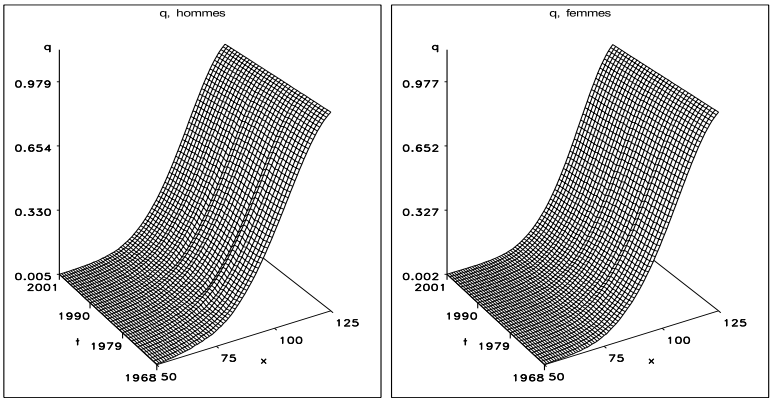


FIG. 8 – *Quotients de mortalité complétés.*

Remarquons qu'adopter un tel modèle donne des taux de mortalité à 110 ans pour les générations du siècle dernier, proches de ceux proposés par COALE & KISKER (1990), à savoir $\mu_{110,2001} = 1.095$ pour les hommes et $\mu_{110,2001} = 0.952$ pour les femmes.

8 Modèle log-linéaire

L'idée est ici de simplifier le modèle de LEE & CARTER (1992) en ce qui concerne la structure de la composante temporelle. En effet, nous avons pu remarquer que celle-ci suivait une tendance linéaire prononcée après l'année t_r. Considérons le modèle:

$$\ln(\mu_{x,t}) = \alpha^*_x + \beta^*_x t_c + \epsilon_{xt} \text{ , } t \geq t_r, \tag{1}$$

où

- ϵ_{xt} sont iid $\sim N(0,\theta^2)$;
- le temps calendaire t, pour les années postérieures à t_r, a été centré: $t_c = \tilde{t} - t$. $\tilde{t}$ est la moyenne des t, $t_r \leq t \leq 2001$.

Imposer $\kappa_t = t_c$ est en fait équivalent à adopter les κ_t régressés linéairement en raison de la structure de l'équation (1) (voir annexe C).
Il faut à présent réestimer les autres paramètres du modèle. Les valeurs des t_c étant connues pour toute valeur de t, elles sont utilisées comme variables explicatives tandis que l'âge est considéré en

tant que variable catégorielle. Il suffit donc de déterminer les paramètres de la régression (1) ayant pour variables explicatives l'âge x et les t_c. Ceux-ci peuvent aisément être calculés avec un logiciel statistique approprié, tel que SAS.

Les paramètres obtenus sont ceux de la figure 9.

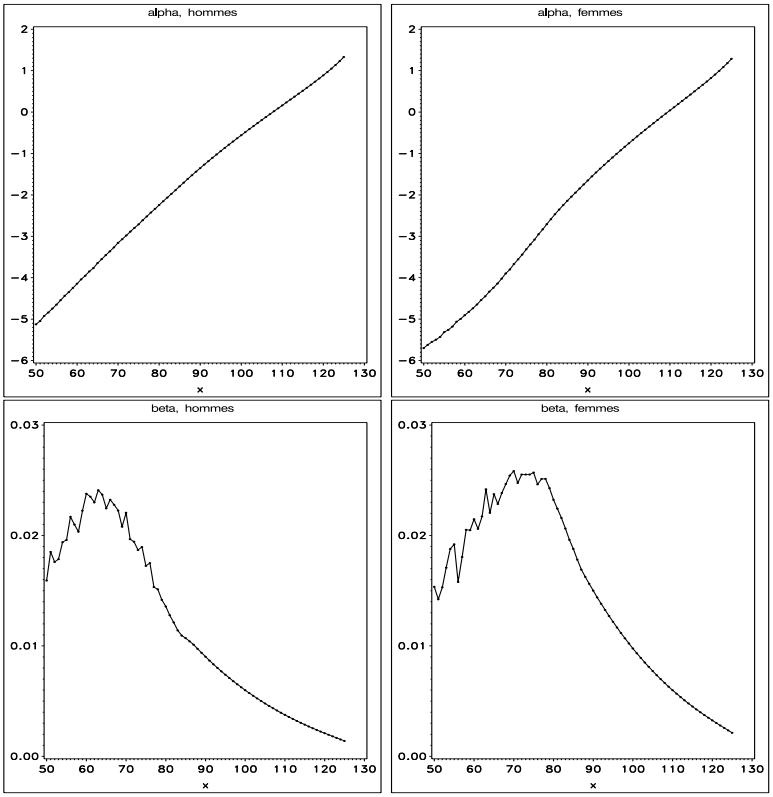


FIG. 9 – *Paramètres adaptés pour $\kappa_t = t_c$.*

A partir de ce modèle, nous pourrons effectuer des projections de la série des μ_{xt} à long terme puisque $t_c = \tilde{t} - t$ pour tout $t \geq t_r$, nous permettant ainsi des applications actuarielles variées.

9 Espérance de vie et prix de rente viagère

Les tables de mortalité prospectives permettent, contrairement aux tables transversales, de tenir compte de l'évolution future présumée des conditions de vie. Ainsi, e_{xt} représentera l'espérance réelle du nombre d'années restant à vivre pour une personne d'âge x, en l'année t. Elle se calcule à partir de la matrice totale des taux instantanés de mortalité, obtenue sur base des paramètres calculés à la section précédente. L'espérance de vie est donnée par:

$$e_{xt} = \frac{1 - \exp(-\mu_{xt})}{\mu_{xt}} + \sum_{k \geq 1} \left\{ \prod_{j=0}^{k-1} \exp(-\mu_{x+j,t+j}) \right\} \frac{1 - \exp(-\mu_{x+k,t+k})}{\mu_{x+k,t+k}} \ .$$

Pour les tables transversales, cette valeur n'avait aucun sens concret puisqu'elle était basée sur une génération fictive qui aurait subi tout au long de sa vie les conditions de mortalité par âge de la

période considérée. Dans une phase d'allongement de la durée de la vie humaine telle qu'observée actuellement, les espérances de vie calculées sur base des tables transversales sous-estiment donc systématiquement la durée de vie moyenne de la génération née une année donnée. Une génération de naissance n'est en effet pas soumise, durant l'ensemble de son vécu, à la mortalité mesurée à la date de naissance mais profite des progrès accomplis au cours de sa vie.

Le prix d'une rente viagère au taux technique i vendue en l'année t à un individu d'âge x vaut:

$$a_{xt} = \sum_{k\geq 0} \left\{ \prod_{j=0}^{k} p_{x+j,t+j} \right\} \left(\frac{1}{1+i} \right)^{k+1},$$

où $p_{xt} = \exp(-\mu_{xt})$.

Les résultats de la table 2 visent à montrer les différences existant entre les visions transversale et longitudinale. Comme nous l'avons dit précédemment, calculer l'espérance de vie sur base des tables du moment n'est pas du tout représentatif de la mortalité des individus. En effet, les observations faites pour différents âges durant une année donnée résultent d'un mélange de générations. Une personne atteignant la cinquantaine en 2000 par exemple est née en 1950 tandis que quelqu'un fêtant son $65^{ème}$ anniversaire en 2000 a vu le jour en 1935, ...
Par contre, l'espérance calculée à l'aide des tables prospectives, reflète quant à elle la mortalité des différentes générations d'individus. Ainsi, $e_{50,2000}$ représente la durée de vie restante d'une personne âgée de 50 ans en 2000, $e_{65,2000}$, celle de quelqu'un de l'âge de 65 ans en 2000,...
Les espérances de vie e_x pour l'année 2000 calculées sur base de ces deux types de tables sont exposées à la table 2.

	Espérance de vie $e_{x,2000}$			
Age x	**Tables du moment**		**Tables prospectives**	
	hommes	femmes	hommes	femmes
50	28.034	33.370	31.034	38.119
65	15.938	20.217	16.934	22.566
80	6.972	9.052	7.105	9.753

TAB. 2 – *Comparaison des espérances de vie obtenues sur base des tables du moment et prospectives.*

Comme nous le voyons, les différences sont plus grandes pour les personnes les plus jeunes, du fait des progrès à venir dont elles pourront bénéficier et qui ne sont pas pris en compte dans la vision transversale.

Comparons maintenant quelques valeurs prospectives avec les valeurs réglementaires $MR-FR$ qui sont utilisées actuellement en Belgique pour tarifer les contrats de rentes viagères. Intéressons-nous aux espérances de vie, e_{xt}, c'est-à-dire aux durées de vie restante pour des personnes âgées de x années en t. Les résultats sont ceux de la table 3 et du graphe 10.

Tables prospectives		
Age x	Espérance de vie e_{xt}	
	hommes	femmes
Année 1985		
50	28.552	35.410
65	15.034	20.085
80	6.337	8.290
Année 1990		
50	29.402	36.340
65	15.676	20.928
80	6.589	8.773
Année 1995		
50	30.230	37.243
65	16.310	21.756
80	6.845	9.262
Année 2000		
50	31.034	38.119
65	16.934	22.566
80	7.105	9.753
Année 2005		
50	31.814	38.968
65	17.547	23.357
80	7.367	10.246
Tables MR – FR		
50	30.504	34.999
65	18.123	21.498
80	8.644	10.424

TAB. 3 – *Comparaison des espérances de vie obtenues sur base des tables prospectives et des tables réglementaires $MR - FR$.*

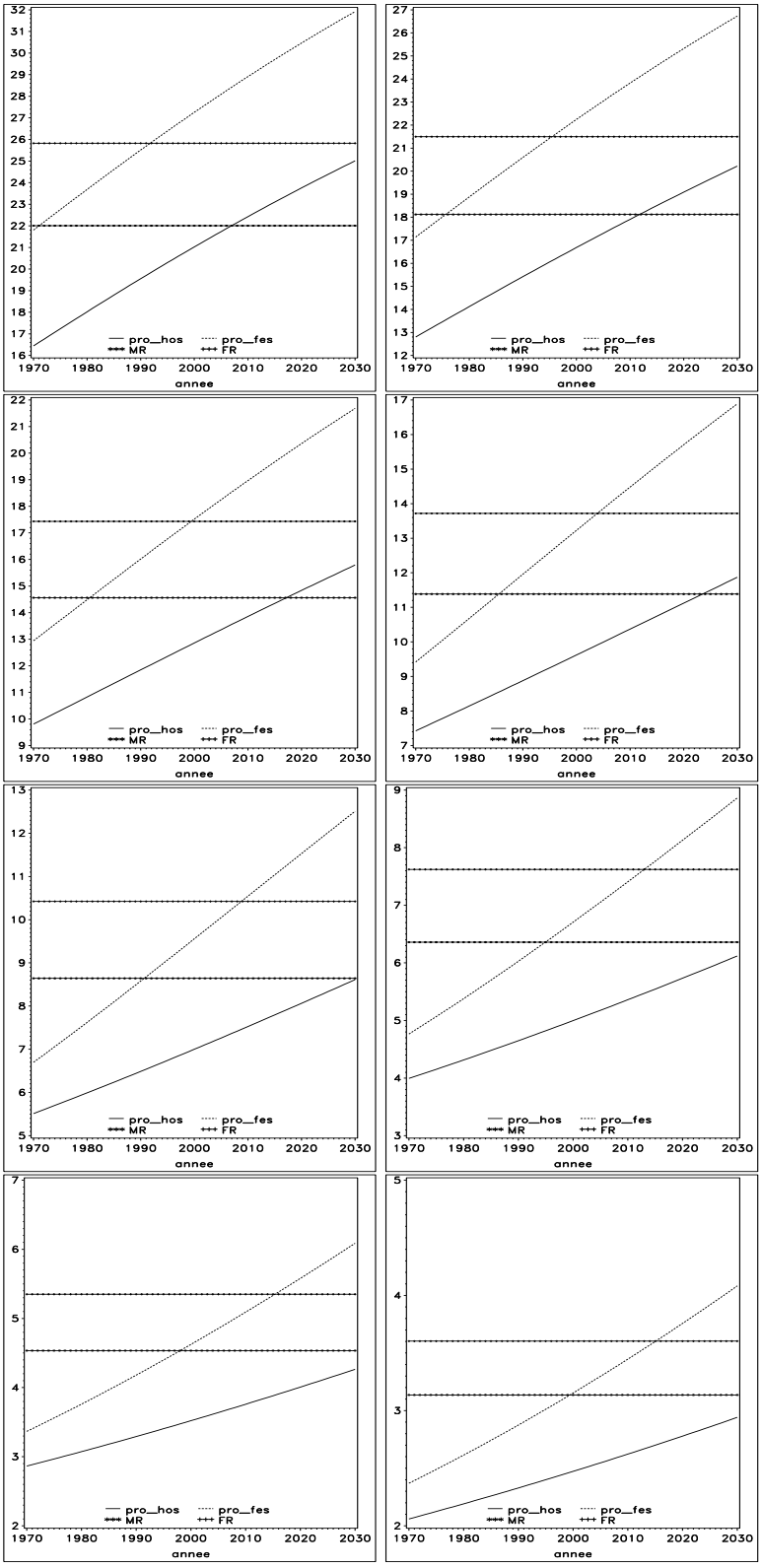


FIG. 10 – *Espérances de vie par année pour les âges de 60 à 95 ans, de 5 ans en 5 ans.*

Nous voyons que les tables $MR-FR$ semblent dépassées, en tout cas pour les femmes. Notons également que dès sa création en 1992, la table FR était déjà dépassée pour les femmes plus jeunes:

	Espérance de vie $e_{x,1992}$			
Age x	**Tables MR − FR**		**Tables prospectives**	
	hommes	femmes	hommes	femmes
50	30.504	34.999	29.736	36.704
65	18.123	21.498	15.931	21.261
80	8.644	10.424	6.691	8.968

TAB. 4 – *Comparaison des espérances de vie lors de la création des tables $MR-FR$ en 1992 obtenues sur base des tables prospectives et des tables réglementaires.*

Comme nous l'avons dit, les tables prospectives doivent être constamment remises à jour en fonction des données statistiques nouvelles. Les tables $MR-FR$ sont des tables transversales qui n'ont plus été revues depuis 1992. Aujourd'hui, dix années se sont écoulées depuis leur création et elles se révèlent donc être totalement obsolètes.

10 Simplification en une TPRV à la française

La manipulation des tables prospectives basées sur les α_x et β_x peut s'avérer complexe (ne perdons pas de vue qu'il y a une table par sexe et par génération). Afin de simplifier quelque peu leur utilisation, nous nous intéresserons dans cette section à l'élaboration d'une nouvelle table du type de la TPRV (Table Prospective pour Rentes Viagères) qui est d'application actuellement en France. Le principe en est simple: à partir d'une table de mortalité unique (pour les 2 sexes), celle d'une génération de référence, on propose des décalages d'âge par rapport à la génération dont l'individu est issu. Ainsi, les générations précédant celle de référence seront vieillies tandis que les générations ultérieures seront rajeunies. Considérons un rentier né en 1955 par exemple, si nous voulons calculer son espérance de vie à 60 ans, en adoptant le principe de la $TPRV$, si le décalage correspondant à la génération née en 1955 est de -1, ce sera simplement l'espérance de vie à $60-1=59$ ans obtenue sur base de la table de la génération de référence.

Intuitivement, pour obtenir les indicateurs actuariels correspondant à une certaine génération g, née en $(t-x)$, il suffit de prendre les différentes diagonales des matrices à double entrée: x et t. En effet, ces personnes, issues de la génération $g=t-x$ seront âgées de x ans en l'année t, $(x+1)$ en $(t+1)$, ...

	Temps				
Age	t_1	...	t_1+i	...	t_{n_t}
x_1	f_{x_1,t_1}				
$\vdots$		$\searrow$			
x_1+i			f_{x_i,t_i}		
$\vdots$				$\searrow$	
x_{n_x}					$f_{x_{n_x},t_{n_t}}$

TAB. 5 – *Données par âge et année calendrier.*

où x_1, x_{n_x}, t_1 et t_{n_t} sont les âges et années minimum et maximum respectivement pour lesquels

nous avons calculé l'indicateur f. Celui-ci peut représenter par exemple, le quotient de mortalité, l'espérance de vie, le prix de la rente viagère, ... pour un individu âgé de x ans en l'année t.

En toute généralité, le principe de la table $TPRV$ est de sélectionner une table de génération de référence, notée G, à laquelle on va appliquer des décalages d'âge d visant à déterminer l'âge technique $x' = x + d$ de l'assuré. Les générations antérieures à celle de référence seront vieillies et les générations postérieures seront rajeunies.
Si nous notons $e_{x,g}$, l'espérance de vie à l'âge x pour un individu de la génération $g = G + j$, on a donc:

$$e_{x,g} \approx e_{x'_j,G} \ ,$$

où

- $x'_j = x + d(j)$ est l'âge technique d'un individu d'âge x issu de la génération $(G + j)$;
- $d(j)$ représente le décalage à appliquer. Celui-ci dépend bien sûr de la génération à laquelle l'assuré appartient. On a $d(j) \geq 0$ pour $j \leq 0$ et $d(j) \leq 0$ pour $j \geq 0$.

Comme référence, nous retiendrons les tables de génération de 1950 masculine et féminine développées dans les sections précédentes et reproduites à l'annexe D. L'une ou l'autre est utilisée selon le sexe de l'assuré auquel on s'intéresse. L'année de naissance 1950 nous paraît raisonnable comme référence étant donné qu'un portefeuille de rentiers est généralement constitué en grande partie de personnes âgées de plus de 50 ans.

Le critère adopté pour déterminer les décalages à appliquer afin d'obtenir l'âge technique de l'assuré se base sur la minimisation de la distance entre les tables originales basées sur les α_x et β_x et les tables basées sur le principe de la TPRV (plus de détails mathématiques sont fournis à l'annexe E). La minimisation peut se faire en fonction des espérances de vie, ou en fonction du prix d'annuités à un taux technique donné. En notant

1. j : écart en années par rapport à la génération de référence G.
2. $d_e^h(j)$: décalage d'âge pour les hommes, sur base du critère relatif à l'espérance de vie.
3. $d_a^h(j)$: décalage d'âge pour les hommes, sur base du critère relatif à l'annuité viagère au taux technique 3%.
4. $d_e^f(j)$: décalage d'âge pour les femmes, sur base du critère relatif à l'espérance de vie.
5. $d_a^f(j)$: décalage d'âge pour les femmes, sur base du critère relatif à l'annuité viagère au taux technique 3%.
6. Δ_e^2 : distance minimale sur base du critère relatif à l'espérance de vie.
7. Δ_a^2 : distance minimale sur base du critère relatif à l'annuité viagère au taux technique 3%.

Pour les hommes, si nous prenons comme table de référence la table de la génération de 1950 des hommes, notée TPHG1950, et publiée à l'annexe D à la table 18, nous avons les résultats de la table 6.

génération $G+j$	$d_e^h(j)$	génération $G+j$	$d_a^h(j)$
1925	4		
1926 → 1932	3	1925 → 1931	3
1933 → 1939	2	1932 → 1938	2
1940 → 1946	1	1939 → 1946	1
1947 → 1953	0	1947 → 1953	0
1954 → 1961	-1	1954 → 1962	-1
1962 → 1970	-2	1963 → 1970	-2
1971 → 1975	-3	1971 → 1975	-3
Δ_e^2	140	Δ_a^2	71

TAB. 6 – *Décalages optimaux pour les hommes, avec comme table de référence, la $TPHG1950$.*

Pour les femmes, si nous prenons comme table de référence, la table de la génération de 1950 des femmes, notée $TPFG1950$ et publiée en annexe D à la table 18, nous avons les résultats de la table 7.

génération $G+j$	$d_e^f(j)$	génération $G+j$	$d_a^f(j)$
$1925 \rightarrow 1928$	4	$1925 \rightarrow 1928$	4
$1929 \rightarrow 1934$	3	$1929 \rightarrow 1933$	3
$1935 \rightarrow 1940$	2	$1934 \rightarrow 1940$	2
$1941 \rightarrow 1946$	1	$1941 \rightarrow 1946$	1
$1947 \rightarrow 1953$	0	$1947 \rightarrow 1953$	0
$1954 \rightarrow 1960$	-1	$1954 \rightarrow 1960$	-1
$1961 \rightarrow 1967$	-2	$1961 \rightarrow 1968$	-2
$1968 \rightarrow 1975$	-3	$1969 \rightarrow 1975$	-3
Δ_e^2	182	Δ_a^2	82

TAB. 7 – *Décalages optimaux pour les femmes, avec comme table de référence, la $TPFG1950$.*

Les espérances de vie obtenues sont disponibles à l'annexe F, figure 13 pour les hommes et figure 14 pour les femmes. De même, les prix de la rente viagère calculés à un taux technique de 3% sont également disponibles à l'annexe F, figures 15 et 16, pour les hommes et les femmes respectivement. Comme nous pouvons le voir, nos tables $TPRV$ sont assez proches de nos tables prospectives.

Notons au passage que les décalages à appliquer ne varient pas sensiblement suivant qu'on se penche sur les espérances de vie ou encore sur le prix de la rente viagère. Ils diffèrent tout au plus de une ou deux générations. Etant donné que le procédé est de toute façon une approximation, il est certainement préférable d'opter pour un seul choix de décalages et non, comme le propose la $TPRV$ française, pour des décalages variant en fonction du taux technique à appliquer. Cela vient en effet entâcher le charme de celle-ci étant donné qu'on se retrouve avec une dizaine de tableaux de décalages différents. De surcroît, les différences obtenues avec l'un ou l'autre tableau de décalages sont minimes. Dans notre cas, cette remarque est appuyée par les valeurs suivantes des Δ_a^2, obtenues en conservant les décalages d_e puisqu'on a 72 pour les hommes et 83 pour les femmes, à comparer avec 71 et 82 obtenus en considérant les décalages d_a.
Nous avons également calculé quels décalages seraient optimaux en prenant cette fois comme table de référence la table MR pour les hommes et FR pour les femmes. Les décalages obtenus sont ceux de la table 8.

génération $G+j$	$d_e^h(j)$	génération $G+j$	$d_e^f(j)$
$1925 \rightarrow 1928$	3	$1925 \rightarrow 1930$	0
$1929 \rightarrow 1935$	2	$1931 \rightarrow 1936$	-1
$1936 \rightarrow 1942$	1	$1937 \rightarrow 1942$	-2
$1943 \rightarrow 1949$	0	$1943 \rightarrow 1948$	-3
$1950 \rightarrow 1957$	-1	$1949 \rightarrow 1955$	-4
$1958 \rightarrow 1965$	-2	$1956 \rightarrow 1962$	-5
$1966 \rightarrow 1973$	-3	$1963 \rightarrow 1969$	-6
$1974 \rightarrow 1975$	-4	$1970 \rightarrow 1975$	-7
Δ_e^2	192	Δ_e^2	242

TAB. 8 – *Décalages optimaux avec comme tables de référence, les tables $MR - FR$.*

Les espérances de vie obtenues sont données à l'annexe G.
Les décalages montrent clairement que la table FR est insuffisante pour la population féminine. Comme nous le voyons, elle l'est dès la génération née en 1931. En ce qui concerne les hommes, c'est moins catastrophique puisque c'est seulement à partir des générations nées en 1950. Toutefois, cela

reste très préoccupant étant donné que les rentiers dans quelques années seront justement les natifs de ces générations. De plus, rappelons que l'antisélection n'est pas prise en compte dans nos tables prospectives et qu'il y a donc de fortes chances pour que la $TPRV$ développée sur cette base soit insuffisante. En effet, il ne faut pas oublier que la mortalité des rentiers est différente de celle de la population générale: on constate une sous-mortalité de ceux-ci, surtout si la rente est souscrite de manière volontaire. Il faut donc tenir compte de cette antisélection et garder à l'esprit que la $TPRV$ construite sur base des données population sous-estimera toujours la durée de vie des rentiers.

Ces résultats confirment une fois de plus notre intuition et justifient l'abandon de la base réglementaire actuelle. Les observations faites ci-dessus motivent le développement d'une nouvelle base réglementaire, la plus proche possible des tables de mortalité prospectives et prenant en compte l'antisélection, c'est ce sur quoi nous nous penchons dans la section suivante.

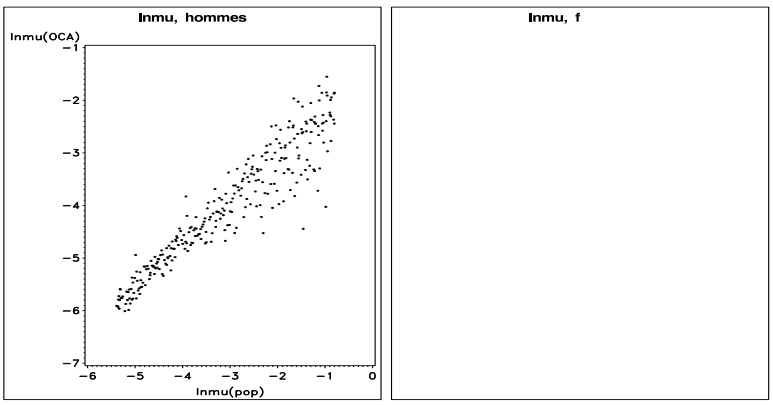
11 L'antisélection

Le marché de l'assurance est caractérisé par l'antisélection : il y a présence d'asymétrie d'information entre l'assuré et l'assureur. En particulier, l'assureur n'est pas en mesure de connaître parfaitement l'état de santé de l'assuré. Pour les opérations en cas de décès, la situation n'est pas trop défavorable puisque l'assureur peut déterminer le caractère aggravé de l'état de santé d'un assuré au moyen d'un questionnaire et / ou d'un examen médical. Ceci lui permet de réclamer à l'assuré une prime correspondant à son risque (à condition que l'examen médical ait correctement fait apparaître les caractéristiques aggravantes du risque). Pour les opérations en cas de vie, la situation est assez différente. Les assureurs ne réclament pas d'examen médical en vue de déterminer si le candidat assuré présente des prédispositions à vivre longtemps. A contrario, les assureurs ne sont pas enclins à octroyer des arrérages plus élévés aux assurés fumeurs, alors que le fait de fumer est reconnu aggraver la mortalité.

La population assurée en rentes viagères, dès lors qu'elle choisit de s'assurer, doit donc manifestement présenter une certaine antisélection. En effet, il s'agit alors d'assurés provenant souvent des couches sociales les plus élevées et qui ont analysé la possibilité de transformer un capital en rente viagère. S'ils ont posé ce choix, c'est qu'ils se sentent en bonne santé et espèrent donc "battre" la table de mortalité. En fait, apparaissent ici implicitement des covariables : les assurés qui choisissent de sortir en rentes sont bien éduqués, ont un train de vie élevé, se soignent correctement et donc ont plus de chances de vivre vieux. Ces assurés doivent vivre en moyenne plus longtemps que la population générale.

Il est clair que l'antisélection dépend fortement du marché sur lequel on est présent. Sans sortir de nos frontières, il est clair que l'antisélection présente sur le marché des rentes viagères changera sensiblement si la sortie en rentes était subitement largement favorisée fiscalement par exemple. Dans ce cas, une plus large frange de la population opterait pour la rente et la population assurée tendrait vers la population générale. L'antisélection s'en trouverait diminuée.
Concernant les données relatives au marché des assurances en cas de vie, nous ne disposons que de 6 années de statistiques OCA, de 1996 à 2001. Nous n'avons retenu que les données OCA relatives aux assurances individuelles.
La qualité de ces statistiques dépend du soin apporté par les compagnies à les rassembler et à les transmettre à l'OCA. Elles concernent d'autres produits que des rentes viagères et il convient d'être très prudent avec l'interprétation des résultats qui suivent.
Comme ce jeu de données est de très petite taille, il est illusoire d'espérer refaire toute l'analyse sur celui-ci. Nous optons alors pour un modèle basé sur la comparaison des données disponibles.

Comparons, sur l'échelle logarithmique, les taux instantanés de mortalité de la population générale et ceux de la population assurée individuelle :



ERROR: undefined
OFFENDING COMMAND: 3166.

STACK:

-savelevel-
-savelevel-
-savelevel-