

Assurance dépendance : premiers retours d'expérience sur le risque de maintien

C. Gibot¹, V. Ranaivozanany², C. Atchama³ – CNP Assurances
christian.gibot@cnp.fr, voahirana.ranaivozanany@cnp.fr, cedric.atchama@cnp.fr,

Les premiers produits d'assurance dépendance sont apparus sur le marché français à la fin des années 1980. La garantie proposée consistait généralement à verser une rente viagère en cas de dépendance de l'assuré.

Les principaux aléas pris en compte dans la tarification de ce risque sont la mortalité des assurés au cours de la période de cotisation, l'entrée en dépendance et le maintien dans l'état de dépendance. En raison de données insuffisantes sur ce risque, les actuaires ont été contraints d'estimer ces paramètres à « dire d'expert » afin d'effectuer la tarification. L'introduction de Solvabilité 2 et le souhait des pouvoirs publics d'accélérer le développement de l'offre dépendance amplifient le besoin pour les assureurs d'améliorer leur compréhension de ce risque.

Cet article s'intéresse aux limites des approches actuelles et cherche à quantifier les biais introduits sur le maintien en dépendance, en se basant sur deux populations d'assurés français.

*

Mots-clés : dépendance, tarification, provisionnement, loi de maintien en dépendance, âge d'entrée en dépendance, niveau de dépendance, sexe, ACP, Kaplan-Meier, Harrington-Fleming, Cox Aalen.

*

¹ Actuaire IA – Directeur Technique France – CNP Assurances

² Actuaire IA, Expert ERM CERA – Responsable du Service Prévoyance - Direction Technique France – CNP Assurances

³ Actuaire IA – Service Prévoyance – Direction Technique France – CNP Assurances

1. Présentation de l'étude

Les principaux aléas pris en compte pour le risque dépendance (viager) sont la mortalité des assurés au cours de la période de cotisation, l'entrée en dépendance et le maintien dans l'état de dépendance. D'autres aléas existent, par exemple le taux de résiliation des assurés (en phase de cotisation), mais demeurent du second ordre.

En raison du manque de données et de recul sur ce risque, les actuaires ont été contraints de formuler des hypothèses à « dire d'expert » afin d'estimer au mieux les différents aléas. La tarification et le provisionnement des produits dépendance en France contiennent donc des biais, globalement non maîtrisés actuellement. S'agissant d'un risque long, toute déviation sur les paramètres de mortalité des cotisants, d'incidence ou de maintien peut avoir des conséquences financières importantes pour l'assureur, sans possibilité d'impacter l'intégralité des évolutions tarifaires nécessaires sur les assurés en phase de cotisation.

L'augmentation des informations basées sur l'expérience des portefeuilles va permettre d'améliorer progressivement la maîtrise du risque dépendance. Mais le contexte réglementaire et social incite à amplifier les efforts d'approfondissement de la connaissance de ce risque :

- Les pouvoirs publics souhaitent accélérer le développement de l'offre dépendance, que ce soit par le biais d'une réforme incitant les français à souscrire un contrat dépendance ou bien par une amplification des actions de sensibilisation de la population à ce risque. L'augmentation du volume de contrats souscrits amplifiera l'impact de tarifs ou de provisions non adéquats ;
- La mise en œuvre de la Directive Solvabilité 2 nécessite de quantifier au plus juste les risques auxquels l'entreprise doit faire face, que ce soit dans une approche « pilier 1 » ou dans la définition de son ORSA.

Cet article s'intéresse aux limites des approches actuelles et cherche à quantifier les biais introduits, en se basant sur deux populations d'assurés dépendants français.

La première partie de l'article revient sur les hypothèses classiquement adoptées pour traduire la mortalité des assurés au cours de la période de cotisation, l'entrée en dépendance et le maintien dans l'état de dépendance. Elle revient sur les limites de ces usages de place, connues mais acceptées faute de meilleure approche disponible.

Les parties suivantes se concentrent sur le risque de maintien en dépendance, analysé et modélisé en se basant sur deux populations d'assurés français :

- D'une part, une première analyse de la loi de maintien est réalisée, sur la base d'un portefeuille comportant 1 300 rentiers. La notion de dépendance du portefeuille étudié est comparable aux classes GIR 1 et 2 de la grille AGGIR, c'est-à-dire qu'elle correspond à ce que le marché qualifie généralement de dépendance totale ;
- D'autre part, les résultats obtenus dans la première étude sont confrontés à des études statistiques réalisées sur le second portefeuille. Ce portefeuille est constitué d'un nombre plus important de rentiers (3 314 rentiers) et permet de conduire des analyses à un niveau de segmentation plus fin. L'intensité de la dépendance est définie par référence à trois niveaux, sans correspondance directe entre ces niveaux et les notions de dépendances usuelles. Néanmoins, l'ensemble couvert est proche des classes GIR 1 à 4 de la grille AGGIR, périmètre d'intérêt des produits dépendance actuels.

Les résultats obtenus remettent en cause les hypothèses classiques retenues pour la tarification et le provisionnement de ce risque. En effet, ils mettent en évidence l'impact sur le maintien de l'âge d'entrée en dépendance, du niveau de dépendance initiale et du sexe du dépendant. Par ailleurs, ces résultats amènent à s'interroger sur le lien entre les pathologies à l'origine de la dépendance et les âges des assurés.

*

2. Limites des hypothèses classiques de tarification et de provisionnement

Les assureurs utilisent traditionnellement différentes hypothèses pour modéliser les trois aléas principaux du risque dépendance⁴.

⁴ La mortalité des assurés valides, l'entrée en dépendance, la survie des dépendants

2.1. Modélisation de la mortalité des assurés valides

Le Code des Assurances ne spécifie pas de table pour le risque dépendance. Celle-ci est généralement définie en faisant référence aux tables de mortalité du moment réglementaires ou d'expérience. Le profil de la population à assurer est pris en compte dans le choix de la table, notamment en assurance collective.

Les tables prospectives sont peu utilisées bien qu'elles traduiraient probablement mieux la mortalité des assurés valides pour un risque long.

En effet, le peu de recul sur le risque dépendance n'a pas permis de modélisation prospective de la loi d'entrée en dépendance. Une modélisation prospective de l'espérance de vie sans dépendance reste ainsi impossible. Projeter l'espérance de vie sans tenir compte d'une évolution de l'espérance de vie sans dépendance ne serait pas pertinent.

2.2. Modélisation de l'entrée en dépendance

L'entrée en dépendance ou incidence, correspond à la probabilité pour un individu valide de devenir dépendant dans l'année.

Elle est souvent modélisée par une loi exponentielle exprimant le taux d'incidence en fonction de l'âge.

Cette loi n'est en général pas différenciée selon le sexe des assurés valides. Cette approche nécessiterait d'être améliorée dans la mesure où l'enquête HID de mars 2005 a notamment montré que la dépendance était plus fréquente chez les femmes que chez les hommes.

Ces lois distinctes hommes / femmes sont susceptibles d'être étudiées à court ou moyen terme, à la différence d'une vision prospective de l'incidence.

2.3. Modélisation du maintien en dépendance

Le maintien en dépendance correspond à la loi de survie dans l'état de dépendance, et est souvent assimilé à la loi de survie des dépendants pour simplifier la modélisation. Cette approximation sous-entend qu'aucune rémission n'est possible et que le seul dénouement possible de la dépendance est le décès de la personne.

Le maintien en dépendance est généralement modélisé en utilisant une table de mortalité du moment (réglementaire ou d'expérience) aggravée, sans distinction du sexe de la personne dépendante. Dans certains modèles, la loi de mortalité des dépendants est reliée à celle des valides avec un effet proportionnel mais aussi un effet additif. Ces deux approches font l'hypothèse que seul l'âge atteint par le dépendant conditionne son risque de mortalité. Elles supposent donc une indépendance entre l'âge d'entrée en dépendance et la durée de survie dans cet état.

Une modélisation établie par la FFSA à partir de l'enquête HID de mars 2005 prenait déjà en compte l'âge mais aussi l'ancienneté en dépendance. Cette nouvelle approche met en exergue la nécessité de considérer ces variables.

2.4. Limites de ces hypothèses classiques

Quatre limites de l'approche classique peuvent principalement être mises en avant.

La première limite de l'approche classique consiste à ne pas tenir compte de l'évolution du risque dans le temps.

La dépendance est un risque long, le délai entre l'adhésion de l'assuré et la zone de risque avéré étant de l'ordre de 15 – 20 ans. Sur un tel horizon, il est vraisemblable de penser que les risques vont évoluer et la modélisation doit traduire la déformation du risque dans le temps. La modélisation classique de l'assurance dépendance ne prend pas en compte cette problématique :

- La mortalité des assurés valides suit une table de mortalité abattue ;
- La probabilité pour une personne d'âge x d'entrer en dépendance entre l'âge $x+n$ et $x+n+1$ (c'est-à-dire dans n années) est la même que celle pour une personne d'âge $x+n$ de rentrer en dépendance avant l'âge $x+n+1$ (c'est-à-dire dans l'année en cours) ;

- La longévité d'un dépendant est la même qu'il rentre dans cet état dans n années ou dans l'année en cours.

La seconde limite consiste à supposer que la longévité des dépendants n'est pas différenciée selon les différents niveaux de dépendance. Il serait pourtant légitime de s'attendre à une corrélation entre la gravité de la dépendance et la longévité de la personne.

Par ailleurs, le passage d'un état de dépendance vers un autre état plus grave est négligé. Réciproquement, la possibilité de rémission est ignorée.

Enfin, l'absence de distinction des lois d'entrée et de maintien en dépendance entre les hommes et les femmes pourrait poser des difficultés dans l'évaluation du risque. Même si la Directive *Gender* empêche de recourir à une tarification segmentée selon le sexe de l'assuré, le provisionnement et la gestion du risque pourraient être accrus en tenant compte du sexe des assurés valides et des dépendants.

Les résultats de notre étude montrent que ces limites à l'approche classique sont avérées pour la loi de maintien. Il sera nécessaire d'améliorer ces hypothèses afin de mieux traduire le risque dépendance.

*

3. Analyse de la loi de maintien en dépendance à travers une modélisation

Dans un premier temps, nous analysons le maintien en dépendance à travers une modélisation basée sur les observations suivantes :

- Le périmètre d'observation est un portefeuille constitué de 1300 rentiers, pour moitié décédés au 31/12/2008, date de la base de données dont nous disposons pour l'étude. L'âge moyen d'entrée en dépendance est de 79 ans;
- Les rentiers sont issus de deux contrats à adhésion facultative présentant des formalités d'entrée dans l'assurance identiques, des définitions de la dépendance et des procédures de reconnaissance de la dépendance similaires et appliquées par la même équipe;
- L'état de dépendance couvert par ces contrats est comparable aux classements en GIR 1 et 2 de la grille AGGIR (dépendance totale).

3.1. Principaux résultats

Les résultats obtenus sont détaillés dans les parties 3.2 à 3.4 de l'article. Ils remettent en cause l'hypothèse d'indépendance entre l'âge d'entrée en dépendance et la durée de survie dans cet état. Ils contredisent donc, notamment, la pertinence de l'utilisation d'une table de mortalité du moment aggravée pour la mortalité des dépendants. L'âge atteint par le dépendant ne permettant pas seul de caractériser la durée de survie en dépendance, il conviendrait de considérer l'âge d'entrée en dépendance et l'âge atteint (ou bien la durée écoulée depuis l'entrée en dépendance).

Par ailleurs, il ressort de la modélisation que la mortalité des assurés entrés en dépendance avant 74 ans est beaucoup plus forte que celle des assurés entrés en dépendance après 75 ans. Cette décroissance de la mortalité avec l'âge est en opposition avec les lois de mortalité de la population générale. Ce résultat est important pour le choix des lois retenues dans la tarification et le provisionnement.

Ce résultat amène à penser que les pathologies à l'origine de la dépendance sont différentes chez les entrées en dépendance avant et après 75 ans : les entrées en dépendance jeunes feraient a priori suite à des pathologies prédictives de forte mortalité dans les premières années ; tandis que pour les assurés de plus de 75 ans, les entrées en dépendance feraient a priori suite à de multiples pathologies qui, prises une à une, sont moins sévères en termes de mortalité mais dont l'ensemble entraîne une perte d'autonomie de la personne âgée.

3.2. Durées moyennes de dépendance constatées sur l'échantillon

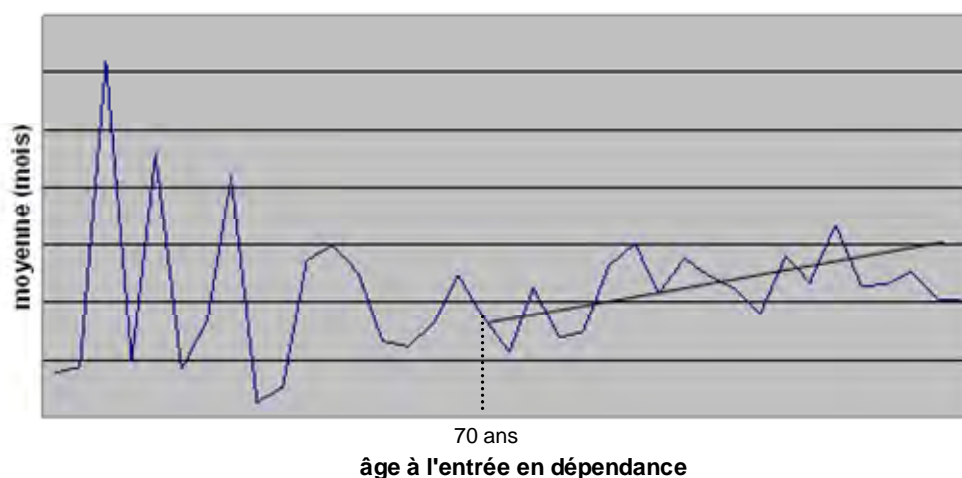
Aucun assuré dépendant n'est redevenu valide parmi la population observée depuis l'origine. La seule sortie de l'état de dépendance est le décès de l'assuré.

Les durées moyennes passées en dépendance sont de :

- 37 mois pour les dépendants toujours en vie au 31 décembre 2008 ;
- 23 mois pour les dépendants décédés avant cette date.

Le graphique suivant illustre la durée moyenne de survie des dépendants en fonction de l'âge d'entrée en dépendance. Ces moyennes sont calculées sur la base des sinistres soldés par un décès avant le 31 décembre 2008.

Evolution du maintien en dépendance en fonction de l'âge à l'entrée



Pour les entrées en dépendance à des âges jeunes, des fluctuations sont constatées en raison du peu de données observées. Inversement, une tendance d'augmentation de la survie moyenne en fonction de l'âge d'entrée en dépendance se dessine au-delà d'un âge donné.

Ce constat remet en cause l'hypothèse d'indépendance entre l'âge d'entrée en dépendance et la durée de survie dans cet état. Il suggère, par ailleurs, qu'une personne entrant en dépendance jeune décèdera en moyenne plus rapidement qu'une personne entrant en dépendance plus tardivement. La durée moyenne en état de dépendance serait donc d'autant plus longue que l'âge d'entrée est élevé.

3.3. Classification des âges d'entrées en dépendance

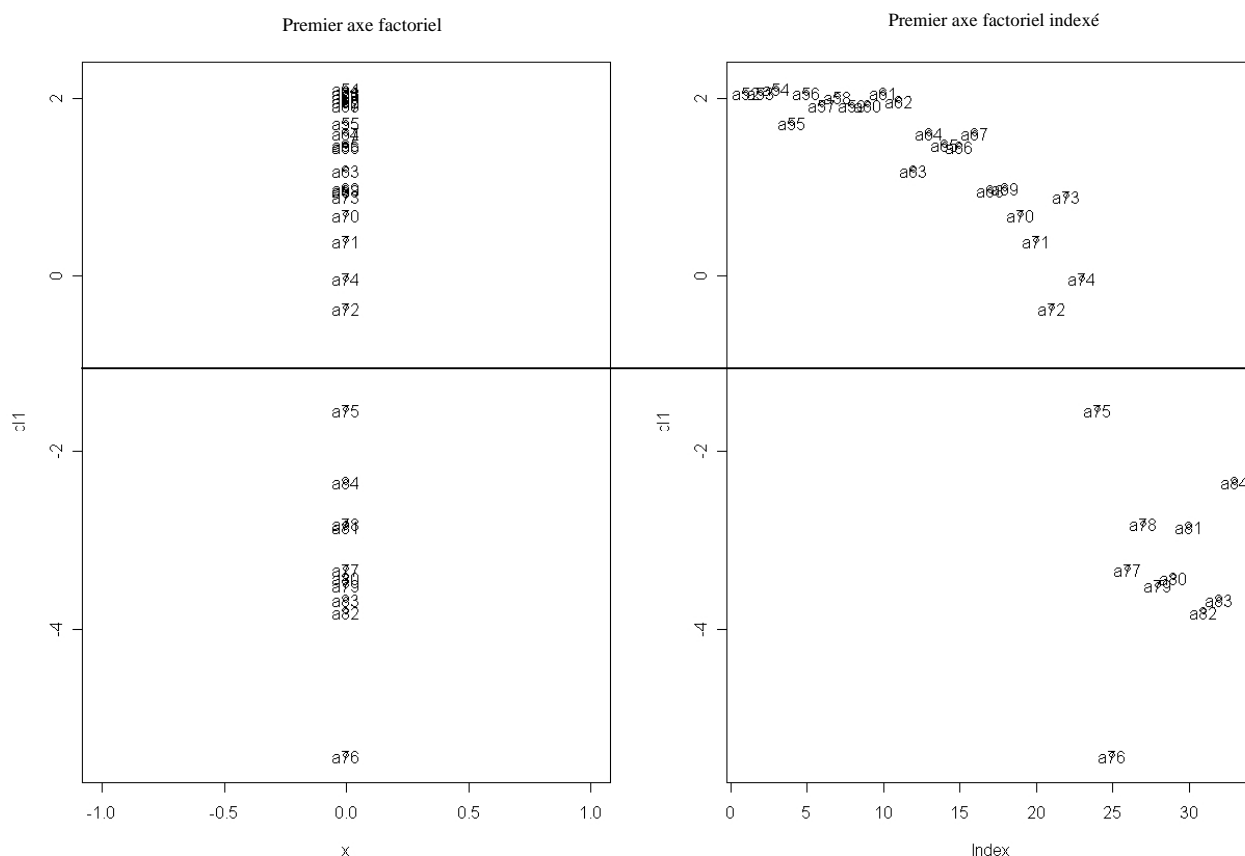
La taille de l'échantillon observé ne permet toutefois pas de construire une loi de maintien spécifique pour chaque âge.

Dans l'attente d'un enrichissement des données, les âges ayant un comportement similaire au regard de la survie en dépendance sont regroupés. La classification des âges d'entrées en dépendance est faite sur la base des assurés dépendants décédés à la date d'observation de la base de données.

Pour chaque âge d'entrée en dépendance, le nombre de mois de survie⁵ a été observé. Une Analyse en Composantes Principales (ACP) est effectuée sur les âges d'entrées en dépendance afin de rechercher des regroupements d'assurés dépendants ayant statistiquement les mêmes profils de survie.

Une chute brutale⁶ est constatée entre la première et la deuxième valeur propre. L'ACP permet de conclure qu'il est possible de se limiter à un axe factoriel pour projeter les âges d'entrées en dépendance et construire des classes homogènes.

La projection est faite sur un espace de dimension 1 mais pour une meilleure lisibilité, sur le graphique ci-dessous, elle est aussi dessinée dans un plan indexé par l'âge d'entrée en dépendance. L'apparition de deux groupes est assez nette : les entrées en dépendance avant 74 ans et les entrées en dépendance après 75 ans.



⁵ En dépendance totale, selon la définition du contrat

⁶ Le détail des valeurs propres figure en annexe 1

3.4. Modélisation des lois de maintien

Les deux groupes ainsi définis font ensuite l'objet de deux modélisations distinctes pour la loi de maintien en dépendance.

3.4.1. Principes de modélisation retenus

La modélisation de la loi de maintien en dépendance revient à modéliser la durée qui s'écoule entre la date d'entrée en dépendance et le décès du dépendant, en l'absence de rémission.

Les estimations empiriques des lois de maintien ont été faites sur les 60 premiers mois, le nombre d'assurés ayant perçu plus de 60 mois de rentes n'était pas suffisant pour permettre une modélisation fiable. D'un point de vue opérationnel, nous serions amenés à prolonger la loi de maintien en se référant à une table de mortalité au-delà des 60 mois.

Afin de mettre en évidence l'impact de l'âge d'entrée en dépendance sur la longévité des dépendants, des lois de maintien ont ensuite été établies séparément pour les deux classes mis en évidence par application de l'ACP. Un premier modèle a été établi pour les entrées en dépendance avant 74 ans d'une part, un second modèle pour les entrées en dépendance après 75 ans d'autre part.

Les observations sur le portefeuille analysé ne permettent pas de poser une hypothèse a priori sur la forme de la loi de mortalité des dépendants. La modélisation est donc effectuée avec des méthodes non paramétriques.

La loi de maintien en dépendance correspondant ici à la fonction de survie⁷ de la loi de mortalité des dépendants, nous testons trois différentes méthodes non paramétriques d'estimation de la fonction de survie : un modèle interne à l'entreprise, l'estimateur de Harrington-Fleming et l'estimateur de Kaplan-Meier.

⁷ La fonction de survie est le complément à 1 de la fonction de répartition

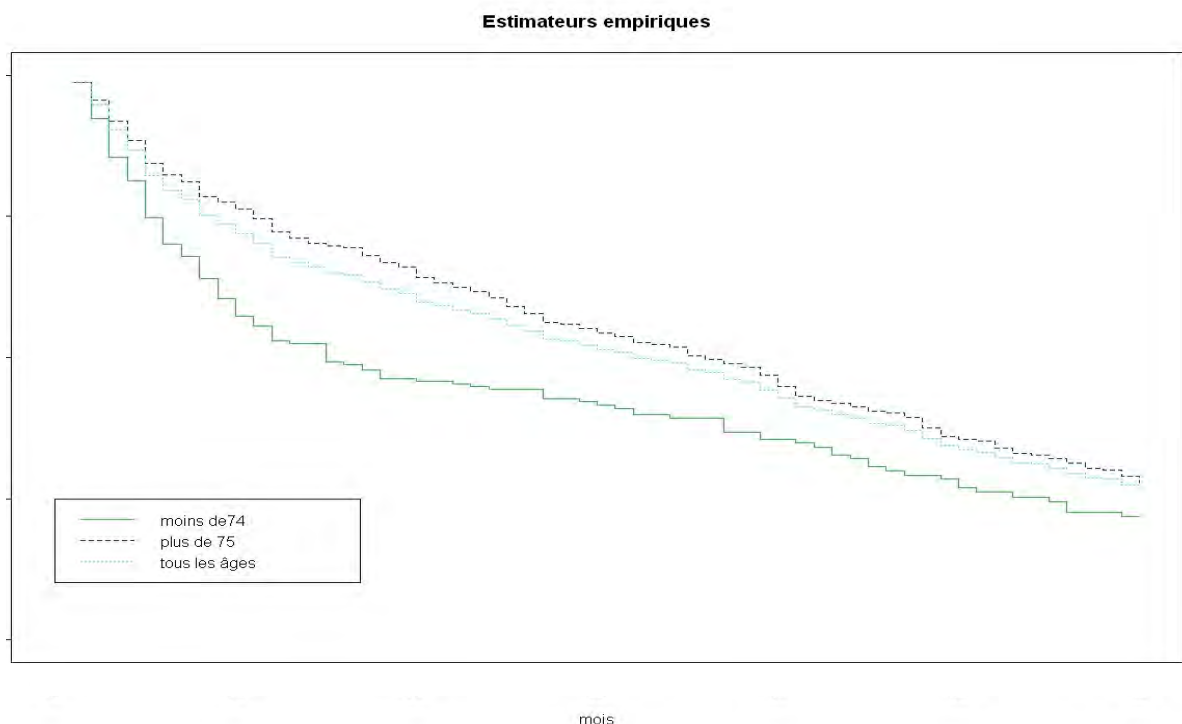
L'estimation est construite en se basant sur les observations suivantes :

- Les nombres de mois entre l'entrée en dépendance et le décès, si le dépendant est décédé au 31 décembre 2008 ;
- Les nombres de mois entre l'entrée en dépendance et le 31 décembre 2008 si le dépendant est toujours en vie à cette date. Les données sur la survie sont donc pour partie censurées à droite.

3.4.2. Modèles obtenus pour la loi de maintien

Les estimateurs obtenus avec les trois méthodes sont très proches (cf. annexe 1).

Le graphique ci-dessous compare les estimateurs empiriques pour les entrées en dépendance avant 74 ans et après 75 ans.



La mortalité pour les entrées en dépendance avant 74 ans est beaucoup plus forte que celle pour les entrées en dépendance après 75 ans. La tendance est inversée par rapport à la population générale dont l'espérance de vie décroît avec l'âge.

Cette plus forte mortalité pour les entrées en dépendance jeunes amène à penser que les origines de la dépendance sont différentes selon les âges (pathologies prédictives de forte mortalité avant 75 ans, multiples pathologies moins sévères individuellement après 75 ans).

*

4. Caractérisation des limites de l'approche classique par les variables discriminantes

Dans cette partie, nous analysons le maintien en dépendance à travers une modélisation de la loi de maintien. Des tests de significativité du niveau de dépendance et du sexe de l'assuré dépendant sont effectués avec une modélisation de Cox.

Les travaux reposent sur l'étude d'un second portefeuille de dépendants, dont les caractéristiques sont les suivantes :

- Le périmètre d'observation est un portefeuille constitué de 3 314 rentiers depuis l'origine, effectif comprenant les rentiers décédés et ceux toujours en vie au 31/12/2010. L'âge moyen d'entrée en dépendance est de 80,3 ans et les assurés entrés en dépendance sont à 38% des hommes;
- Les rentiers sont issus de contrats à adhésion facultative présentant des formalités d'entrée dans l'assurance identiques, des définitions de la dépendance et des procédures de reconnaissance de la dépendance similaires et appliquées par la même équipe;
- Trois niveaux de dépendance sont prévus contractuellement, l'ensemble de ces trois niveaux couvrant un périmètre un peu moins large que les GIR 1 à 4 de la grille AGGIR. Le « Niveau 3 », niveau de dépendance le plus grave, est proche des GIR 1 et GIR 2.

Les résultats obtenus sont détaillés dans les parties 4.2 à 4.4 de l'article.

4.1. Principaux résultats

L'étude de ce second portefeuille, avec un nombre d'observations plus important de rentiers, permet d'analyser le maintien en dépendance à un niveau plus fin de granularité. Les conclusions tirées de l'étude de ce second portefeuille confortent celles obtenues sur le premier portefeuille présenté dans cet article :

- L'hypothèse d'indépendance entre l'âge d'entrée en dépendance et la durée de survie dans cet état est remise en cause;
- Une personne entrant en dépendance jeune décède plus rapidement qu'une personne entrant en dépendance plus tardivement.

Par ailleurs, l'étude du second portefeuille apporte des enseignements supplémentaires :

- Premièrement, la nécessité d'une modélisation spécifique pour les entrées en dépendance après 85 ans, ce qui fait passer le nombre de classes pertinentes de 2 à 3;
- Ensuite, le niveau de dépendance impacte la durée de maintien dans cet état. L'hypothèse d'une même longévité pour les différents états de dépendance pourrait donc introduire un biais significatif dans l'appréciation du risque étudié. Le taux de mortalité pour la dépendance lourde est en effet beaucoup plus élevé en début de dépendance;
- Enfin, le profil de mortalité du dépendant est lié à son sexe. Les femmes font apparaître une durée de maintien plus longue que les hommes, dont la mortalité est nettement supérieure à celle des femmes au début de l'état de dépendance.

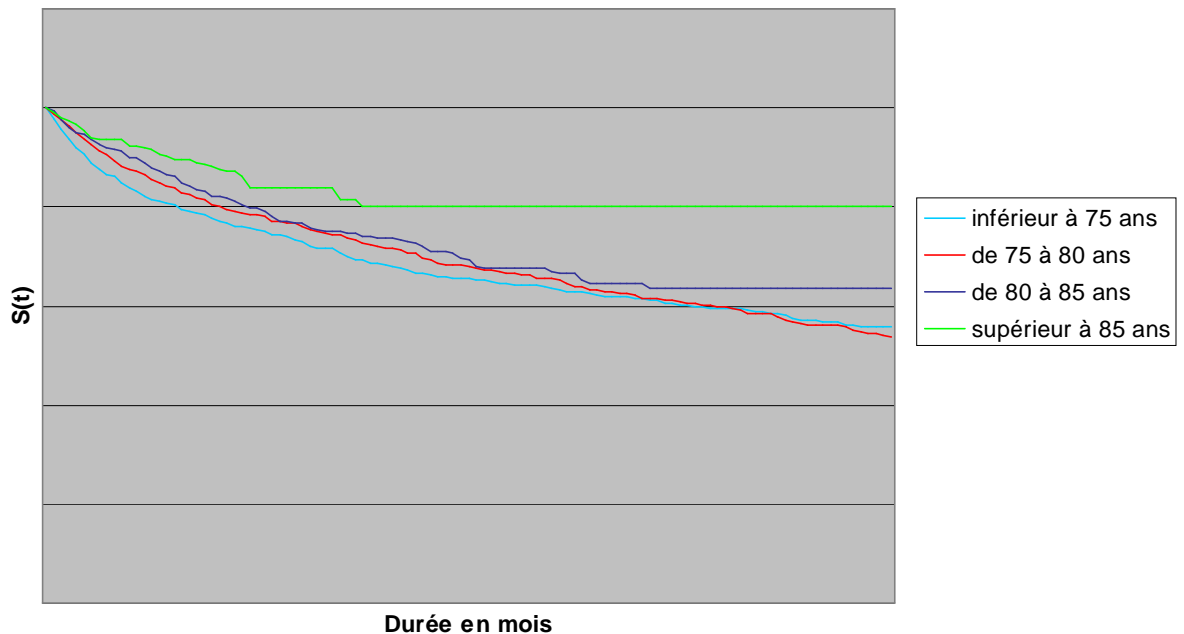
4.2. Impact de l'âge d'entrée en dépendance sur le maintien dans cet état

L'âge moyen d'entrée en dépendance est de 80,3 ans pour ce portefeuille et plus de 800 entrées en dépendance (sur 3 314 rentiers) sont postérieures à 85 ans. L'étude de ce portefeuille permet donc d'analyser la tranche d'âge supérieure à 85 ans (contrairement au premier portefeuille utilisé dans la partie 3 de cet article).

Les assurés ont été répartis en 4 classes selon leur âge au moment de l'entrée en dépendance : moins de 75 ans, de 75 à 79 ans, de 80 à 85 ans et plus de 85 ans. Ces 4 classes comportent des effectifs cohérents (626, 930, 930, 828).

Pour chaque tranche d'âges, une loi de maintien non paramétrique est estimée par la méthode de Kaplan Meier. Le graphique suivant compare les lois obtenues pour chaque classe d'âge :

Loi de maintien par tranche d'âge



Les estimateurs obtenus pour les classes [75 à 79 ans] et [80 à 85 ans] sont très proches. Une différence significative est constatée entre les estimateurs de ces 2 classes et celui des moins de 75 ans. Une différence significative apparaît également avec l'estimateur des plus de 85 ans.

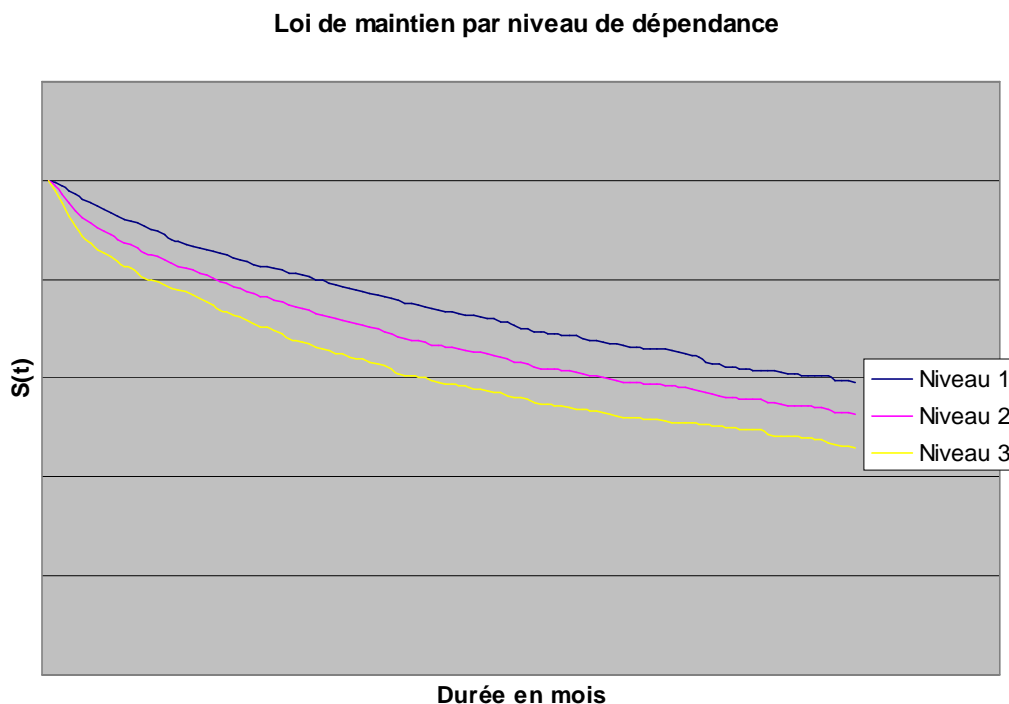
Les observations sur ce second portefeuille confortent celles obtenues sur le premier portefeuille présenté dans cet article : indépendance entre l'âge d'entrée en dépendance et la durée de survie dans cet état, augmentation du taux de mortalité lorsque l'âge d'entrée en dépendance diminue. Elles suggèrent par ailleurs la nécessité d'isoler les entrées en dépendance après 85 ans dans la modélisation.

4.3. Impact du niveau de dépendance sur le maintien dans cet état

Dans ce paragraphe, les dépendants ayant vu leur niveau de dépendance modifié n'ont pas été retenus afin de bien prendre en compte l'interaction entre le niveau de dépendance à l'entrée et la durée de maintien dans cet état.

4.3.1. Comparaison des lois de maintien établies pour les 3 niveaux de dépendance

Le graphique ci-dessous compare les lois de maintien non paramétriques établies pour les trois niveaux de dépendance prévus par le contrat⁸.



Il apparaît nettement que la mortalité est d'autant plus forte que l'état de dépendance est lourd. La loi de maintien est fortement décroissante en fonction de la durée passée dans l'état.

Les résultats d'une modélisation de Cox (annexe 2) valident l'hypothèse que le niveau de dépendance impacte la durée de maintien dans cet état. L'hypothèse classique d'une même longévité pour les différents états de dépendance introduit (au moins pour certains portefeuilles) un biais significatif dans l'appréciation du risque dépendance.

4.3.2. Analyse comparative des taux de mortalité

La modélisation de Cox permet d'apprécier l'écart de taux de mortalité entre les dépendances de niveau 2 (ou 3) et les taux de mortalité de la dépendance de niveau 1.

⁸ Le niveau 1 représente le niveau de dépendance le plus léger et Le niveau 3 représente le niveau de dépendance le plus lourd.

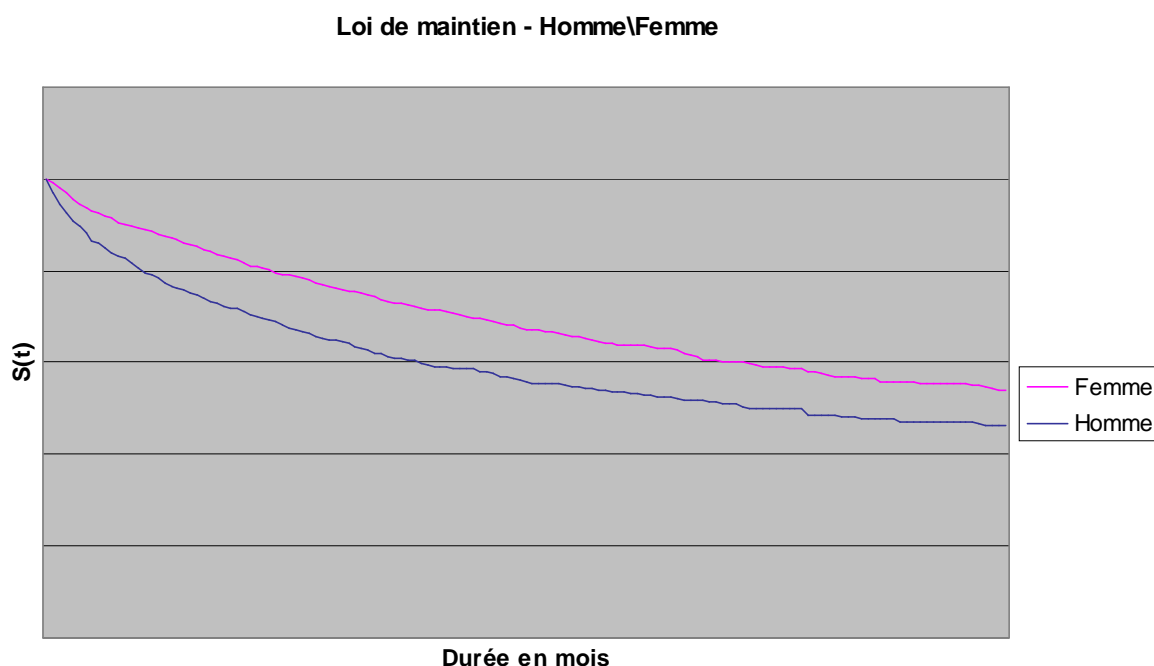
L'analyse des graphiques en annexe 3 indique une non proportionnalité des taux de mortalité. Elle permet également de constater que la mortalité des dépendants de Niveau 3 est beaucoup plus élevée en début de dépendance. Le maintien en dépendance de Niveau 2 est plus court que celui en Niveau 1. La différence reste néanmoins modérée et est stable dans le temps.

4.4. Maintien en dépendance pour les hommes et pour les femmes

Nous cherchons dans cette partie si le profil de mortalité du dépendant est lié à son sexe.

4.4.1. Comparaison des lois de maintien hommes et femmes

Le graphique ci-dessous compare les lois de maintien établies pour les hommes et pour les femmes : les femmes font apparaître une durée de maintien plus longue que les hommes.



Les résultats obtenus par le modèle de Cox (Annexe 2) valident la significativité de la variable « Sexe » sur la loi de maintien.

4.4.2. Analyse comparative des taux de mortalité

Le Bêta du modèle de Cox (annexe 3) est positif dans les premiers mois et devient négatif par la suite. Ceci traduit une mortalité supérieure des hommes par rapport à celle des femmes au début de l'état de dépendance. Le phénomène s'inverse lorsque la durée de dépendance augmente.

La différence entre les profils de mortalité des dépendants hommes et femmes conforte l'intuition qu'il est nécessaire d'effectuer une segmentation par le sexe dans la modélisation, dès que le volume de données le permettra.

*

5. Conclusion

Ces travaux menés sur la base de deux portefeuilles français de taille importante fournissent de premiers enseignements sur le risque dépendance.

Les principaux enseignements de l'étude sont les suivants :

- L'utilisation de tables de mortalité du moment aggravées pour traduire la mortalité des dépendants n'est pas pertinente. En effet, la mortalité d'un dépendant dépend de son âge d'entrée en dépendance;
- L'adoption d'une seule loi de maintien pour l'ensemble de la population assurée n'est pas pertinente. A défaut de loi de maintien par âge, des lois de maintien par classe d'âge d'entrée en dépendance sont à retenir;
- Une personne entrant en dépendance jeune décède plus rapidement qu'une personne entrant en dépendance plus tardivement;
- A priori, les pathologies à l'origine de la dépendance seraient prédictives de forte mortalité pour les entrées en dépendance jeunes. Il s'agirait de multiples pathologies moins sévères pour les entrées en dépendance plus tardives. C'est l'ensemble qui entraînerait une perte d'autonomie;
- L'hypothèse d'une même longévité pour les différents états de dépendance peut introduire un biais significatif dans l'appréciation du risque dépendance. Les taux de

mortalité des dépendants diffèrent notamment dans les premières années : mortalité beaucoup plus forte pour la dépendance lourde;

- Enfin, les femmes font apparaître une durée de maintien plus longue que les hommes. La mortalité des hommes est supérieure à celle des femmes au début de l'état de dépendance et inversement par la suite. Cette différence de profil de mortalité stipule la nécessité d'en tenir compte dans les lois de tarification et de provisionnement (surtout en assurance collective).

Des travaux complémentaires pourraient être menés en s'appuyant d'une part sur le second portefeuille de l'étude et en élargissant d'autre part le périmètre des portefeuilles analysés. A ce jour, des études restent en cours sur le second portefeuille. Des lois de passage entre les différents niveaux de dépendance sont en cours de modélisation. Par ailleurs, des analyses sont réalisées afin d'évaluer si la survie en dépendance lourde est identique selon que l'assuré provienne d'un état de dépendance partielle ou d'un état de valide.

L'enrichissement des données, au fil du temps, permettra de conforter les différents résultats. Des modèles plus robustes et plus précis pourront alors être établis. Des travaux sur l'incidence et l'espérance de vie sans dépendance pourront également être approfondis.

Un lien entre les niveaux de dépendance du second portefeuille et les définitions usuelles du marché permettra d'exploiter pleinement ces constats et ces modèles. Un travail avec les services en charge de la reconnaissance de la dépendance pourrait le permettre.

La pathologie à l'origine de la dépendance semble être un axe d'analyse important. Une telle information n'est néanmoins pas toujours disponible. Une analyse distincte de la dépendance suite à maladie mentale et suite à maladie non mentale serait déjà une avancée.

Les contrats dans cette étude sont des contrats à adhésion facultative. Une autre étape consistera à mettre en regard ces résultats avec ceux établis à partir de contrats à adhésion obligatoire.

BIBLIOGRAPHIE

F.AURELY, L. OLIE, “ *L’assurance dépendance : quelle évaluation, quelle évolution* ”

CREDOC, A. LOONES, “ *Approche du coût de la dépendance des personnes âgées à domicile*”, cahier de recherche n°221, Décembre 2005

M-P. DELÉGLISE, C. HESS, S. NOUET, “*Tarifification, provisionnement et pilotage d’un contrat dépendance*”

DREES, Études et résultats, “ *Les aides et les aidants des personnes âgées* ”, n°142, Novembre 2001

FFSA, “*Modélisation du Risque Dépendance à Partir des Données HID*”, Cahier technique n°02, Mars 2005

J. FOX, “*Cox proportional-Hazards Regression for Survival Data*”, 2002

M. GURGAND, “*Introduction aux modèles de durée*”, cours APE, économétrie 2

C. HUBERT, “*Modèle pour des durées de survie*”, Université Paris V

IRI-CREA, M. PLISSON, “ *Le marché de l’assurance dépendance*”, Université Paris Dauphine

F. PLANCHET, P. THÉRON, “*Modèle de durée, applications actuarielles*”, *Économica*, 2006

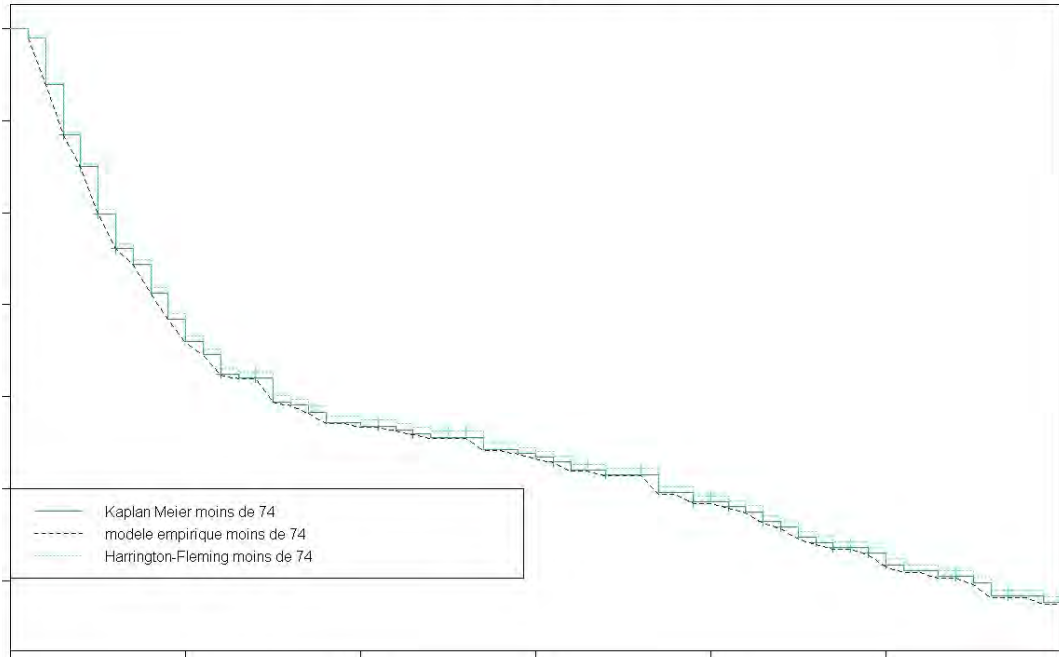
J. ROUSSELON, “*L’assurance dépendance, enjeux et risques*”, Mémoire d’actuariat, 2004

Z. SILUÉ, “*Etudes empiriques sur les méthodes de lissage des tables de mortalité*”, Mémoire, 2007

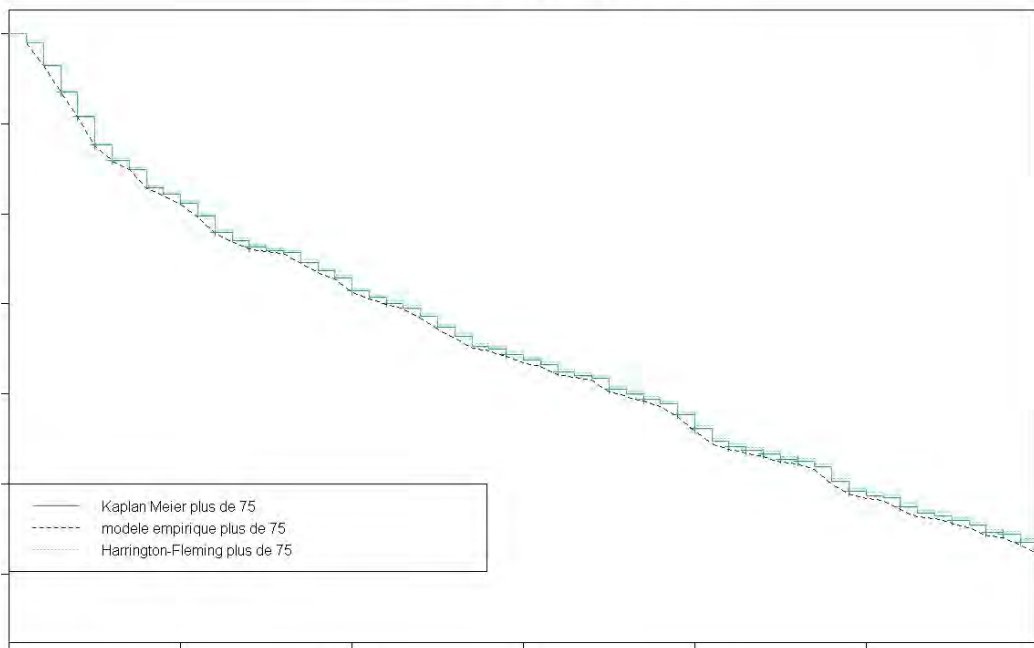
ANNEXE 1

Courbes comparatives des estimateurs empiriques, de Kaplan Meier et de Harrington-Fleming

Ensemble des estimateurs pour les moins de 74 ans



Ensemble des estimateurs pour les plus de 75 ans



ANNEXE 2

Modèle de Cox pour la significativité de l'impact du niveau de dépendance sur le maintien dans cet état

Pour tester la significativité de l'impact du niveau de dépendance sur la loi de maintien, une modélisation de Cox a été effectuée.

La dépendance de Niveau 1 ayant été retenue comme groupe de référence :

- pour la dépendance de Niveau 2, le Bêta calculé est de 0,4 avec un p-value très faible de $1,8.10^{-5}$,
- pour la dépendance de Niveau 3, le Bêta calculé est de 0,7 avec un p-value proche de 0.

Modèle de Cox pour la significativité de l'impact du sexe de l'assuré sur le maintien dans cet état

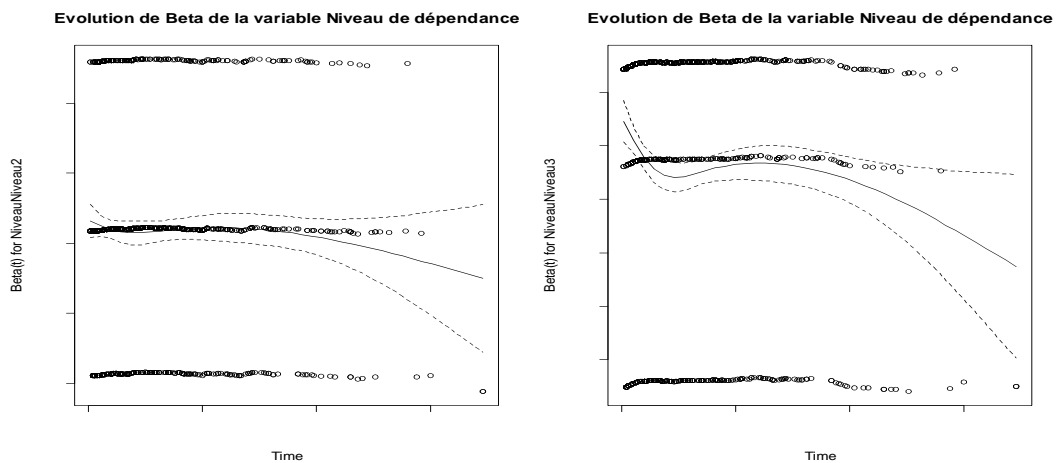
Pour analyser plus en amont l'impact de la variable « Sexe » sur la loi de maintien, nous utilisons le modèle de Cox. Les femmes dépendantes sont retenues comme groupe de référence.

Le Bêta calculé pour les hommes est de 0,44 avec un p-value très faible de $1,4.10^{-11}$. Ce qui entérine le constat sur la significativité de l'impact de la variable « Sexe » sur la loi de maintien.

ANNEXE 3

Modèle de Cox pour comparer le maintien en dépendance selon le niveau de dépendance

Les graphiques suivants présentent l'évolution de la valeur des Bêtas des dépendances de Niveau 2 puis 3 par rapport à la dépendance de Niveau 1. L'axe des abscisses correspond au nombre de mois de maintien en dépendance. Les Bêtas ne sont pas constants, ce qui indique une non proportionnalité des taux de mortalité.



Modèle de Cox pour comparer le maintien en dépendance selon le sexe de l'assuré

Le graphique en Annexe 3 présente l'évolution de la valeur de Bêta avec la durée en dépendance.

