

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

ressources.actuarielles.net



MODÈLES DE DURÉE

Support de cours 2025-2026

Arrêt de travail

Frédéric PLANCHET

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

SOMMAIRE

1. Introduction	3
1.1. Contexte général.....	3
1.2. Notations	5
1.3. Principales tables à estimer	5
1.3.1. Table de maintien en incapacité : âge et ancienneté	6
1.3.2. Table de maintien en invalidité.....	6
1.3.3. Probabilité de passage de l'état d'incapable à l'état d'invalidé	6
1.3.4. Tables de mortalité pour les incapables et les invalides	6
2. Modélisation du maintien en arrêt de travail.....	6
2.1. L'approche standard	7
2.2. Les modèles bidimensionnels.....	7
2.2.1. L'utilisation des splines	8
2.2.2. Le lissage de Whittaker-Henderson	13
3. Application	14
3.1. Présentation des données	15
3.2. Estimation des taux bruts.....	15
3.3. Ajustement par splines	17
3.3.1. Présentation des résultats	17
3.3.2. Test de la validité du modèle	18
3.4. Comparaison avec d'autres méthodes	19
3.5. Une approche alternative.....	20
3.6. Calcul d'un barème de provisionnement	23
4. Références.....	26

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t, \infty[} (T_x)$$

1. Introduction

1.1. Contexte général

Au contraire de la mortalité, pour l'étude de laquelle le contexte social et juridique n'a que peu d'importance, à tout le moins pour ce qui concerne l'approche technique de ce risque, l'analyse du risque arrêt de travail nécessite de définir dans quel contexte il prend son sens. En effet, si le constat de la réalisation du risque décès est sans ambiguïté, le classement d'un individu en arrêt de travail se fait en référence à un corpus de règles dans une large mesure arbitraire et pouvant évoluer au fil du temps. Ce contexte est brièvement rappelé ici.

L'assuré, qui par suite de maladie ou d'accident, est contraint d'interrompre totalement ou partiellement son activité professionnelle est dit en état d'incapacité de travail. Il en résulte une diminution de gain ou de salaire à laquelle l'assurance se propose de remédier. La notion de *lucrum cessans* (perte de revenus) constitue la base du préjudice à réparer. Le terme incapacité de travail regroupe deux notions : l'incapacité temporaire de travail (ITT) et l'incapacité permanente de travail (IPT, ou invalidité).

On désigne usuellement par « incapacité » l'incapacité temporaire de travail, et « invalidité » l'incapacité permanente. L'incapacité de travail peut être due à un accident de travail, ou à un accident de la vie privée ou encore à une maladie. La cause de l'arrêt n'est donc pas liée directement à l'exercice des fonctions professionnelles de l'assuré.

Dans le contexte assurantiel, la définition des prestations, et de l'intervention de l'assureur, est alignée sur la reconnaissance par la Sécurité Sociale d'un arrêt de travail. Les règles de base qui vont donc conduire à définir ce qu'est un arrêt de travail, avec la distinction entre l'incapacité et l'invalidité, sont donc celles de la Sécurité Sociale¹.

Par ailleurs, dans le cas de l'emploi salarié, le code de la Sécurité Sociale oblige l'employeur à fournir une indemnisation complémentaire à ses employés². Cela définit le champ de la prévoyance complémentaire « arrêt de travail », qui avec les contrats « emprunteur » constitue l'essentiel des situations d'assurance dans lesquels ce risque est pris en compte.

En pratique, l'assurance couvrant le risque incapacité est souvent associée au risque invalidité. Le regroupement de ces deux risques forme le risque « arrêt de travail ». Ces deux notions sont liées puisqu'un arrêt en incapacité peut devenir définitif (la réciproque n'est pas vraie). Ainsi, il existe une probabilité positive qu'un individu incapable devienne invalide. C'est ce que nous appellerons l'invalidité en attente, ou invalidité probable.

Par conséquent, ces risques ne sont pas semblables : la durée et la fréquence des arrêts sont très différentes. D'un point de vue pratique, il aurait été plus simple de ne considérer qu'un seul type d'arrêt, car fondamentalement, ces risques n'en forment qu'un seul : le

¹ Voir notamment sur ce sujet les articles L321-1, R313-3, R314-4, R323-1 du code de la sécurité sociale.

² Article 7 de l'accord interprofessionnel du 10 décembre 1977, annexé à l'article 1 de la loi n° 78-49 du 19 janvier 1978.

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

risque arrêt de travail. Néanmoins, les statuts d'invalides et d'incapables sont clairement définis par la loi, avec des degrés différents et une nomenclature bien précise.

On soulignera également que les arrêts de travail ont aussi des dépendances avec les contrats décès, et moins directement, avec les retraites. La loi oblige en effet l'assureur à constituer des réserves, pour les sinistres en cours, visant à couvrir le maintien des garanties décès. De plus, à partir d'un certain âge (60 ou 65 ans selon les cas), le statut d'incapable ou d'invalidé n'existe plus : il est remplacé par celui de retraité et/ou de personne dépendante.

Le contexte juridique repose sur deux textes essentiels : la Loi Evin et l'arrêté du 28 mars 1996. Ces deux textes sont très rapidement évoqués *infra*.

La loi Évin du 31 décembre 1989.

Elle s'articule autour de plusieurs points :

- Évaluation des provisions techniques au niveau atteint.
- Reprise des encours (et évaluation des provisions pour revalorisation).
- Maintien des garanties décès aux invalides et aux incapables (décret du 17 juillet 2001).

Cette loi oblige les institutions de prévoyances, les mutuelles régies par le code de la mutualité, et les entreprises régies par le code des assurances à provisionner les sinistres en cours pour les couvertures du risque décès, des risques portant atteinte à l'intégrité physique de la personne ou liés à la maternité, des risques d'incapacité de travail, d'invalidité et du risque chômage.

De plus, l'article 7 préconise la reprise des sinistres en cours pour toute nouvelle convention, ainsi que la revalorisation des rentes pour les risques assurés. Enfin, le décret du 7 juillet 2001 oblige l'organisme assureur à couvrir et à provisionner le risque décès pour les personnes étant incapables ou invalides. Ce provisionnement peut se faire selon différentes méthodes (cf. BCAC [2001]).

L'arrêté du 28 mars 1996

Cet arrêté fixe les règles de provisionnement des prestations invalidité et incapacité. Il est présent dans :

- Le code des assurances et référencé par A331-22 (article inséré par arrêté).
- Le code de la sécurité sociale et référencé par R731-4 (article inséré par arrêté).
- Le code de la mutualité et référencé comme l'article 1er bis de l'arrêté du 27 juillet 1988 modifié relatif au montant des engagements des mutuelles.

Pour l'évaluation des provisions mathématiques d'inventaire, cet arrêté définit quatre obligations :

- Le provisionnement de l'incapacité sous la forme d'une provision incapacité en cours et d'une autre provision invalidité en attente, inhérente au risque pour un incapable de devenir invalide

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

- Le provisionnement de l'invalidité en cours.
- L'utilisation des tables réglementaires de maintien est de transitions établies par le BCAC³, ou d'une table certifiée.
- L'utilisation d'un taux inférieur à 75% du TME (taux moyen des emprunts de l'état français), majoré par 4,5%

1.2. Notations

Les tables de maintien (invalidité, incapacité) présentent des caractéristiques communes. Néanmoins, elles ont chacune leurs particularités (par ailleurs, les prestations sont différentes dans les deux cas). Outre la durée maximum légale de l'incapacité (36 mois) et le fractionnement pour l'ancienneté (mensuel), il est intéressant de se pencher sur la cause de sortie. Il existe trois possibilités : rétablissement, décès, passage en invalidité.

Lorsque l'actuaire calcule des prestations liées directement au maintien en incapacité, la nature de la sortie n'est pas importante. Par contre, lorsqu'on s'intéresse au maintien des garanties décès (cf. loi Evin), ou au passage en invalidité, il est important de quantifier ces phénomènes. On est donc dans le cas d'une loi à décréments multiples. Pour un individu devenu incapable à l'âge x et dans l'état depuis t mois, on note :

- $q_{x,t}^{inv}$: la probabilité que l'individu devienne invalide entre t et $t + 1$
- $q_{x,t}^{décès}$: la probabilité que l'individu décède entre t et $t + 1$
- $q_{x,t}^{ret}$: la probabilité que l'individu se rétablisse t et $t + 1$

Ces causes de sorties sont supposées indépendantes. La somme des taux instantanés de sorties exprimés cause par cause est donc égale au taux instantané de sortie de la table de maintien en incapacité toutes causes⁴ :

$$q_{x,t} = q_{x,t}^{inv} + q_{x,t}^{décès} + q_{x,t}^{ret}$$

Ce type de raisonnement pourrait nous pousser à considérer des modèles du type chaîne de Markov. Seulement, les probabilités évoluent au cours du temps (en fonction de l'ancienneté), ce qui conduit à des chaînes non homogènes, plus délicates à modéliser. Une matrice de transition, contenant quatre états (sain, incapable, invalide, décédé), et dépendant de l'âge à l'entrée et de l'ancienneté est une modélisation possible.

1.3. Principales tables à estimer

Les tables permettent le calcul des probabilités de maintien ou des probabilités de passage dans un état. L'âge et l'ancienneté dans l'état sont les composantes des tables.

³ Voir <http://www.ressources-actuarielles.net/bcac>.

⁴ Pour des développements sur ce sujet on pourra se reporter à BOWERS et al. [1986].

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

Le BCAC a publié une version de chacune de ces tables, qui est conforme à la loi Evin (cf. l'arrêté du 28/03/1996).

1.3.1. Table de maintien en incapacité : âge et ancienneté

C'est une table à deux dimensions. L'une correspond à l'âge d'entrée dans l'état, l'autre représente l'ancienneté (en mois). C'est une table classique : elle contient des $L_{x,t}^{inc}$, à partir desquels on peut retrouver les plupart des grandeurs actuarielles usuelles.

1.3.2. Table de maintien en invalidité

C'est une table à deux dimensions. L'une correspond à l'âge d'entrée dans l'état, l'autre représente l'ancienneté (en années). C'est une table classique : elle contient des $L_{x,t}^{inv}$, à partir desquels on peut retrouver la plupart des grandeurs actuarielles usuelles.

1.3.3. Probabilité de passage de l'état d'incapable à l'état d'invalidé

C'est une table à deux dimensions. L'une correspond à l'âge d'entrée dans l'état, l'autre représente l'ancienneté (en mois).

Cette table donne le nombre d'incapables reconnus invalides par la sécurité sociale en fonction de l'âge et de l'ancienneté, ce nombre étant rapporté à un effectif originel de 10 000. Il est important de noter que les probabilités déduites de cette table ne sont pas des probabilités conditionnelles au maintien (elles incluent déjà le maintien en incapacité BCAC).

Pour plus de flexibilité, on préférera déduire préalablement les probabilités de sorties instantanées pour cause d'invalidité. Pour ceci, il suffit de diviser terme à terme les valeurs de cette table par celles de la table de maintien en invalidité.

On obtient alors les probabilités de passage de l'état d'incapable à celui d'invalidé, conditionnellement au maintien en incapacité, que l'on note $q_{x,t}^{inv}$.

1.3.4. Tables de mortalité pour les incapables et les invalides

On pourra utiliser dans le cas général des tables à deux dimensions. L'une correspond à l'âge d'entrée dans l'état, l'autre représente l'ancienneté (en mois). On notera $_{inc}L_{x,t}^{décès}$ et $_{inc}q_{x,t}^{décès}$ pour l'incapacité et $_{inv}L_{x,t}^{décès}$ et $_{inv}q_{x,t}^{décès}$ pour l'invalidité.

2. Modélisation du maintien en arrêt de travail

Les tables de maintien contiennent généralement deux dimensions : l'âge à l'entrée et l'ancienneté dans l'état. Elles sont exprimées en terme de population restante : à l'ancienneté 0, on a 10 000 (ou 100 000 personnes). Au fur et à mesure que l'ancienneté croît, le nombre de personnes dans l'état décroît. Formellement, ces effectifs décroissants en fonction de l'ancienneté se notent $L_{x,t}$.

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

On utilise les notions définies précédemment avec un indiçage par l'âge à l'entrée : si

$$S_x(t) = \frac{L_{x,t}}{L_{x,0}}, \text{ alors } {}_u p_{x,t} = \frac{L_{x,t+u}}{L_{x,t}} \quad ({}_u p_{x,t} = \frac{S_x(t+u)}{S_x(t)}).$$

2.1. L'approche standard

2.2. Les modèles bidimensionnels

Les méthodes statistiques couramment utilisées pour construire des lois de maintien sont essentiellement mono-dimensionnelles : c'est ainsi le cas pour l'estimation des taux bruts via l'estimateur de Kaplan-Meier et également pour les méthodes d'ajustement paramétrique classiques, de type Makeham, logit ou splines.

En ce qui concerne l'estimation des taux bruts, des travaux s'intéressent à la généralisation de l'estimateur de Kaplan-Meier en dimension supérieure à un ; plus précisément, ces travaux concernent l'estimation de Kaplan-Meier en présence d'hétérogénéité (cf. XIE et LIU [2000]). L'estimation des taux bruts pour chaque âge à l'entrée par Kaplan-Meier classique reste toutefois actuellement la méthode la plus robuste pour produire les taux bruts. Au surplus, la perte d'information que représente la non prise en compte de la loi conjointe selon les deux dimensions du problème est faible et peu pénalisante en pratique.

Lorsque l'on souhaite ajuster les taux bruts ainsi obtenus, l'approche usuelle consistant à « recoller » des tables uni-dimensionnelles construites pour chaque âge à l'entrée possible rend délicate la prise en compte de la dynamique des taux de sortie en fonction de l'âge à l'entrée.

Parallèlement, des approches développées depuis quelques années dans le cadre de la détermination de tables de mortalité prospectives proposent des modèles naturellement bi-dimensionnels : il s'agit notamment du modèle de Lee-Carter (cf. LEE et CARTER [1992] et LEE [2000]) et de ses variantes de type log-Poisson proposées par BROUHNS et al. [2002], ou d'autres approches comme les modèles de type géostatistique de DEBON et al. [2004].

Dans le but de construire des tables de maintien en arrêt de travail avec des méthodes bi-dimensionnelles, *a priori* mieux adaptées au contexte que l'approche usuelle rappelée ci-dessus, on peut tenter d'adapter les modèles de type Lee-Carter au contexte de l'arrêt de travail, en faisant jouer à l'âge le rôle de l'ancienneté et à l'année calendaire le rôle de l'âge à l'entrée.

Toutefois les travaux de LELIEUR [2005] montrent que dès lors que l'on sort du contexte de très grands échantillons dans lesquels ces méthodes ont été développées pour travailler sur des portefeuilles nécessairement de taille plus réduite, une instabilité des coefficients liées aux fluctuations d'échantillonnage et à une certaine « sur-paramétrisation » apparaît et rend ces modèles inopérants, ou du moins peu efficaces. Cette difficulté est contournée dans le cas de la mortalité en réduisant le nombre de paramètres du modèle au travers d'une spécification de la forme fonctionnelle de la dépendance en fonction de l'âge et de l'année des coefficients concernés (cf. LELIEUR [2005]). La transposition au cas de l'arrêt de travail, effectuée par WINTER [2005], s'avère

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

globalement peu satisfaisante, les modèles de Lee-Carter ou log-Poisson s'avérant peu à même de bien prendre en compte la forme particulière des taux de sortie pour ce risque.

On présente ci-après deux méthodes dimension 2 : la première utilisant les splines en dimensions 2, et la seconde faisant appel au lissage (non paramétrique) de Whittaker-Henderson.

2.2.1. L'utilisation des splines

L'utilisation des splines dimension 2 est initialement née dans le contexte d'applications industrielles, et est devenu une méthode classique dans ce domaine : on pourra notamment consulter RISLER [1991] et DE BOOR [1978]. On pourra se reporter à BESSE et CARDOT [2001] pour une synthèse des méthodes statistiques de lissage dans les espaces fonctionnels. L'utilisation de splines bi-dimensionnels dans le domaine de la construction de lois de maintien est moins courant.

L'ajustement à une loi continue suppose implicitement que la courbe des taux de sortie peut être représentée sur toute la plage d'ancienneté considérée par une seule fonction paramétrique. En pratique, du fait par exemple de ruptures dans l'évolution des taux bruts, cette condition apparaît assez restrictive dès lors que l'on veut rester dans le cadre d'une fonction « simple ».

L'idée du lissage par splines est de découper la plage de la fonction à ajuster en sous-intervalles, puis d'ajuster sur chaque sous-intervalle une fonction simple, en prenant des précautions pour le raccordement aux points de jonction. Un découpage bien choisi doit en effet permettre d'utiliser sur chaque sous-intervalle une fonction sensiblement plus simple que la fonction qu'il aurait fallu ajuster globalement.

Les polynômes sont des fonctions simples et peuvent à ce titre être utilisés pour construire des lissages par spline ; en pratique, on considère en général des polynômes de degré 3 qui vont nous permettre de construire des splines cubiques. Le raccordement de ces arcs se fera en imposant aux points de jonction la continuité ainsi que l'égalité des pentes et des courbures.

La formalisation mathématique de cette approche en dimension un est relativement simple ; toutefois, en dimension deux elle s'avère un peu plus délicate et nécessite un minimum de formalisme, détaillé ci-après. On peut simplement retenir que l'idée est de fixer arbitrairement des nœuds pour subdiviser la surface à ajuster en zones. Ensuite, on ajuste un polynôme de degré 3 (en dimension 2) à chaque subdivision, en utilisant un critère de type moindres carrés. Enfin, pour des raisons évidentes de continuité et de régularité, ce « patchwork » de polynômes de degré 3 est contraint à être de classe C^2 (ou C^1).

2.2.1.1. Formalisation

Soit $P(t, x)$ un polynôme de degré n en fonction de t et x . Il est entièrement défini par la donnée de $(n+1)^2$ paramètres :

$$P(t, x) = \sum_{(i,j) \in \{0, \dots, n\}^2} a_{ij} t^i x^j$$

On note à présent $A = (a_{ij})_{(i,j) \in \{0, \dots, n\}^2}$ la matrice des coefficients du polynôme $P(t, x)$. On note également $T_n = \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ t^n \end{pmatrix}$ et $X_n = \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ x^n \end{pmatrix}$ et $X'_n = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ \vdots \\ nx^{n-1} \end{pmatrix}$ le vecteur dérivé terme à terme.

On obtient ainsi la représentation matricielle du polynôme :

$${}^T T_n \cdot A \cdot X_n = P(t, x)$$

Les conditions de régularité nécessitent le calcul des dérivées partielles premières et secondes de $P(t, x)$. On obtient aisément :

$$\begin{aligned} \frac{\partial P}{\partial t}(t, x) &= \sum_{(i,j) \in \{1, \dots, n\} \times \{0, \dots, n\}} i a_{ij} t^{i-1} x^j & \frac{\partial P}{\partial x}(t, x) &= \sum_{(i,j) \in \{0, \dots, n\} \times \{1, \dots, n\}} j a_{ij} t^i x^{j-1} \\ \frac{\partial^2 P}{\partial t^2}(t, x) &= \sum_{(i,j) \in \{2, \dots, n\} \times \{0, \dots, n\}} i(i-1) a_{ij} t^{i-2} x^j & \frac{\partial^2 P}{\partial x^2}(t, x) &= \sum_{(i,j) \in \{0, \dots, n\} \times \{2, \dots, n\}} j(j-1) a_{ij} t^i x^{j-2} \\ \frac{\partial^2 P}{\partial t \partial x}(t, x) &= \sum_{(i,j) \in \{1, \dots, n\} \times \{1, \dots, n\}} i j a_{ij} t^{i-1} x^{j-1} \end{aligned}$$

Les deux premières sommes comportent $n(n+1)$ termes, les deux suivantes $(n-1)(n+1)$ et la dernière n^2 termes. Ces expressions s'écrivent simplement sous forme matricielle :

$$\begin{aligned} \frac{\partial P}{\partial t}(t, x) &= {}^T T'_n \cdot A \cdot X_n & \frac{\partial P}{\partial x}(t, x) &= {}^T T_n \cdot A \cdot X'_n \\ \frac{\partial^2 P}{\partial t^2}(t, x) &= {}^T T''_n \cdot A \cdot X_n & \frac{\partial^2 P}{\partial x^2}(t, x) &= {}^T T_n \cdot A \cdot X''_n \\ \frac{\partial^2 P}{\partial t \partial x}(t, x) &= {}^T T'_n \cdot A \cdot X'_n \end{aligned}$$

2.2.1.2. Nœuds

On appelle nœuds les points intérieurs de la table choisis pour définir les zones sur lesquelles un unique polynôme va être appliqué. Ces points doivent choisis aussi judicieusement que possible, en fonction de la forme et l'allure générale de la surface à représenter.

Par ailleurs, le choix du nombre de nœuds influe grandement sur les résultats obtenus. Un faible nombre de nœuds conduit à un lissage peu fidèle, un nombre élevé engendre quant à lui un lissage trop fidèle et donc irrégulier.

Pour plus de simplicité, on ne définit ici que des droites horizontales et verticales, distinctes des bords de la table. Les intersections de ces droites forment alors les nœuds.

Si on définit h droites horizontales, et v droites verticales, on obtient hv nœuds, et la table est subdivisée en $(h+1)(v+1)$ parties. On indice alors ces parties avec $k = 0, \dots, h$ et $l = 0, \dots, v$, ce qui conduit à $(h+1)(v+1)$ polynômes à estimer et à recoller.

Dans notre problématique d'ajustement, la fonction brute est connue et donc représentable graphiquement. Une manière de choisir les nœuds est alors l'analyse préalable des données brutes. Les grandes tendances pourront être conservées avec un maillage épais ; néanmoins, certaines irrégularités (les pics en particulier) seront effacées. Pour éviter ceci, il faut encadrer ces irrégularités par la plus petite maille possible.

Une approche possible est donc de considérer que plus la variation de la fonction à ajuster est brutale, plus le maillage doit être petit si l'on veut conserver ces variations.

DE BOOR [1978] signale un point sensible : si une irrégularité se présente diagonalement par rapport aux composantes, les nœuds scindant la surface brute en rectangles peuvent ne pas être adaptés. On peut alors considérer un découpage de la surface à lisser en triangles.

Cette approche empirique de détermination des nœuds peut être remplacée par une approche de sélection automatisée. Dans la présente étude, le choix des nœuds est réalisé automatiquement par l'algorithme d'optimisation retenu (cf. *infra*). Le critère s'appuie sur un résultat prouvé par DE BOOR et FIX [1973] fournissant une majoration de la distance entre la fonction spline et la fonction à ajuster.

Cette inégalité permet alors de définir un critère de choix d'un jeu de nœuds efficace en recherchant la stratégie qui minimise la majoration. Le détail de l'approche est décrit dans DE BOOR et FIX [1973].

2.2.1.3. Conditions Limites

Pour des raisons de continuité, le raccordement entre les splines est soumis à des contraintes sur les dérivés des polynômes. Rappelons que dans la représentation matricielle du problème chaque ligne représente une ancienneté, chaque colonne un âge.

Contraintes horizontales : ancienneté fixe

Si P^1 et P^2 sont adjacents horizontalement, alors leurs valeurs et leurs dérivées partielles premières et secondes en fonction de t doivent être égales, ceci pour tout âge variant sur l'ensemble de définition induit par le spline. En notant $(a_{i,j})$ et $(b_{i,j})$ les paramètres des splines adjacents, ces contraintes s'écrivent :

$$\sum_{j=0}^n \sum_{i=0}^n a_{ij} t^i x^j = \sum_{j=0}^n \sum_{i=0}^n b_{ij} t^i x^j \text{ et } \sum_{j=0}^n \sum_{i=1}^n i a_{ij} t^{i-1} x^j = \sum_{j=0}^n \sum_{i=1}^n i b_{ij} t^{i-1} x^j,$$

avec t fixé et pour tout x variant dans l'ensemble de définition du spline. Cela conduit à écrire :

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^n x^j \sum_{i=0}^n (a_{ij} - b_{ij}) t^i &= 0 \\ \Leftrightarrow \sum_{i=0}^n (a_{ij} - b_{ij}) t^i &= 0 \quad \forall j = 0, \dots, n \quad \Leftrightarrow \quad {}^T T_n (A - B) = (0, \dots, 0) \end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^n x^j \sum_{i=1}^n (a_{ij} - b_{ij}) i t^{i-1} &= 0 \\ \Leftrightarrow \sum_{i=1}^n (a_{ij} - b_{ij}) i t^i &= 0 \quad \forall j = 0, \dots, n \quad \Leftrightarrow \quad {}^T T'_n (A - B) = (0, \dots, 0) \end{aligned}$$

Si $t \neq 0$, ces équations forment un système libre de $2(n+1)$ équations avec $2(n+1)^2$ paramètres.

Contraintes verticales : âge fixe

De même, si P^1 et P^2 sont adjacents horizontalement, alors leurs valeurs et leurs dérivées partielles premières et secondes en fonction de x doivent être égales, ceci pour toute ancienneté variant sur l'ensemble de définition induit par le spline. Avec un raisonnement similaire à celui décrit supra, on obtient le système :

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^n (a_{ij} - b_{ij}) x^j &= 0 \quad \forall i = 0, \dots, n \quad \Leftrightarrow \quad (A - B) X_n = {}^T (0, \dots, 0) \\ \sum_{j=1}^n (a_{ij} - b_{ij}) j t^j &= 0 \quad \forall i = 0, \dots, n \quad \Leftrightarrow \quad (A - B) X'_n = {}^T (0, \dots, 0) \end{aligned}$$

Contraintes aux noeuds : âge et ancienneté fixes

On cumule les deux contraintes précédentes. Par ailleurs, en un noeud, il se trouve non plus deux mais quatre polynômes adjacents.

Contraintes en bord de table

En bord de table, il n'y a pas de contraintes de régularité, puisque le polynôme n'est pas raccordé à un autre.

2.2.1.4. Choix du critère d'optimisation

On combine un critère de fidélité et un critère de régularité, comme décrit supra.

Critère de fidélité

Ici, SP représente la surface des splines raccordés. Les polynômes ajustés doivent être le plus fidèle possible à la surface brute. Pour ceci, on utilise un critère des moindres carrés pour chaque spline :

$$\sum_x \sum_t \omega_{x,t} (SP(t, x) - q_{x,t})^2$$

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

où $\omega_{x,t}$ est le poids associé au point $q_{x,t}$. Notons que la sommation doit inclure les bornes, c'est-à-dire les points se trouvant sur les droites définissant l'emplacement des nœuds.

Critère de régularité

Comme dans le lissage de Whitaker-Henderson, on introduit un critère permettant de contrôler la régularité du spline. La fidélité à elle seule n'est pas suffisante pour l'obtention d'une courbe régulière. En effet, outre le choix du nombre de nœuds, plus une courbe est fidèle aux données brutes, moins elle sera régulière. Le meilleur moyen de contrôler la régularité est de minimiser la dérivée seconde des polynômes. Avec la norme L^2 , cette contrainte s'écrit :

$$\iint \lambda(s,y) |D^2P(s,y)|^2 ds dy$$

où $\lambda(x,t)$ est une fonction continue par morceau, valant le poids associé au point $q_{x,t}$ pour la régularité et $D^2P(s,y)$ la matrice Hessienne⁵ de la fonction polynomiale par morceau calculé au point (s,y) .

2.2.1.5. Résolution

Le système à résoudre combine finalement la fidélité aux données brutes, la régularité de la surface ajustée et les contraintes aux nœuds. On combine les deux premières contraintes pour former la fonction à minimiser. La troisième constituera les contraintes du problème d'optimisation. On obtient alors le critère d'optimisation suivant :

$$\alpha \sum_x \sum_t \omega_{x,t} (SP(t,x) - q_{x,t})^2 + (1-\alpha) \iint \lambda(s,y) |D^2P(s,y)|^2 ds dy$$

Le paramètre $\alpha \in [0,1]$ permet de privilégier soit la régularité, soit la fidélité. Les contraintes aux nœuds s'expriment sous la forme du système linéaire suivant :

$$\forall (k,l) \in [1, h] \times [1, v] \quad \begin{cases} {}^{\tau}T_n(t_{k,l}^*).(P_{k,l} - P_{k-1,l}) = (0, \dots, 0) \\ {}^{\tau}T'_n(t_{k,l}^*).(P_{k,l} - P_{k-1,l}) = (0, \dots, 0) \\ (P_{k,l} - P_{k,l-1}).X_n(x_{k,l}^*) = {}^{\tau}(0, \dots, 0) \\ (P_{k,l} - P_{k,l-1}).X'_n(x_{k,l}^*) = {}^{\tau}(0, \dots, 0) \end{cases}$$

où $P_{k,l}$ représente la matrice des coefficients du polynôme $P_{k,l}$. Les points $t_{k,l}^*$ et $x_{k,l}^*$ représentent les abscisses et ordonnées du nœud correspondant à l'intersection de la $(k-1)$ ème droite verticale et de la $(l-1)$ ème droite horizontale (rappelons que les droites sont indiquées de 1 à k (resp. 1 à l), et qu'elles sont distinctes des bords ; on a donc $(h+2)(v+2)$ nœuds). Pour des polynômes de degré n , on a alors $4hv(n+1)$ équations

⁵ Il s'agit de la matrice carrée composée des dérivées secondes de P .

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

pour $(h+1)(v+1)(n+1)$ paramètres. Ce système décrit une condition de régularité C^1 pour la PP-Surface estimée. Il est facilement généralisable à une condition C^2 : il faut alors ajouter 2 équations aux contraintes présentées ci-dessus :

$${}^{\tau}T_n''(t_{k,l}^*).(P_{k,l} - P_{k-1,l}) = (0, \dots, 0) \text{ et } (P_{k,l} - P_{k,l-1}) \cdot X_n''(x_{k,l}^*) = {}^{\tau}(0, \dots, 0)$$

C'est ce qui sera retenu dans la suite.

2.2.1.6. L'approche de DE BOOR [1978]

En pratique l'introduction simplifiée ci-dessus est formalisée au travers des B-splines, qui fournissent un cadre de travail particulièrement bien adapté pour la description des problèmes d'ajustement à des fonctions splines.

Dans son ouvrage sur les splines, DE BOOR détaille ce cadre de travail. Les deux notions principales sont la différence divisée $k^{\text{ème}}$ et les B-splines, qui permettent d'exprimer les « pp functions » (piecewise polynomial functions). La généralisation de l'approche en dimension deux se fait dans un second temps à l'aide des produits tensoriels.

Le problème traité ici est suffisamment simple pour se passer de ce formalisme, toutefois indispensable pour des questions plus complexes.

2.2.2. Le lissage de Whittaker-Henderson

La méthode de Whittaker Henderson est un lissage non paramétrique. Elle consiste à combiner un critère de fidélité et un critère de régularité. On minimise la somme de ces deux critères pour obtenir le lissage des données. Cette technique est assimilable à un lissage bayésien (cf. KIMELDORF et JONES D.A. [1967] et TAYLOR [2005]). Ce lissage est classique lorsque les données sont unidimensionnelles (table de mortalité). Néanmoins, la problématique du maintien en invalidité est bidimensionnelle. On pourrait être tenté d'appliquer successivement deux séries de lissages mono dimensionnels pour lisser cette surface. Cependant, une telle approche ne capturerait pas les dépendances entre les deux composantes des taux de sortie. On cherche donc à appliquer un lissage à deux dimensions. L'adaptation de la méthode Whittaker-Henderson dans le cas bidimensionnel cause plus de problèmes pratiques que théoriques.

2.2.2.1. Formalisation dans le cas de l'arrêt de travail

On désigne par x l'âge, t l'ancienneté, q_{xt} les taux ajustés avec le lissage WH, \hat{q}_{xt} les taux bruts estimés selon Kaplan-Meier, w_{xt} les poids, et on note $\Delta^n u(x)$ l'opérateur différence avant composé n fois. On a alors

$$\Delta^n u(x) = \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} (-1)^{n-j} u(x+j).$$

Le critère de fidélité retenu est un critère des moindres carrés ordinaires pondérés, qui quantifie la qualité de l'ajustement. Il s'écrit avec les notations retenues :

$$F = \sum_{x=x_{\min}}^{x_{\max}} \sum_{t=t_{\min}}^{t_{\max}} w_{xt} (q_{xt} - \hat{q}_{xt})^2$$

Deux critères de régularité sont utilisés, l'un vertical et l'autre horizontal. Le critère de régularité verticale est la somme des opérateurs différences verticaux, calculées pour toutes les valeurs de x et t :

$$S_v = \sum_{x=x_{\min}}^{x_{\max}} \sum_{t=t_{\min}}^{t_{\max}-z} (\Delta_v^z q_{xt})^2$$

De même, le critère de régularité horizontale est la somme des opérateurs différences verticaux, calculées pour toutes les valeurs de x et t :

$$S_h = \sum_{t=t_{\min}}^{t_{\max}} \sum_{x=x_{\min}}^{x_{\max}-z} (\Delta_h^z q_{xt})^2$$

On considère alors la fonction à minimiser $M = (1-\alpha-\beta)F + \alpha S_v + \beta S_h$. Pour aborder ce problème d'optimisation, il est commode d'utiliser une résolution matricielle. Pour ceci, il faut :

- Réorganiser les \hat{q}_{xt} en un vecteur colonne u tel que $u_{n(i-1)+j} = \hat{q}_{i+x_{\min}-1, j+t_{\min}-1}$, de dimension $(t_{\max}-t_{\min}+1) \times (x_{\max}-x_{\min}+1)$ notée $m = pq$ (réindiçage) ;
- Exprimer la matrice des poids sous forme d'une matrice diagonale $m \times m$ (de manière à être cohérent avec le vecteur u) ;
- Construire la matrice K_v^z , de dimensions $(q(p-z), m)$;
- Construire la matrice K_h^y , de dimensions $(p(q-y), m)$.

Les valeurs lissées s'obtiennent alors par :

$$q^* = (w^* + \alpha^* K_v^y K_v^y + \beta^* K_h^y K_h^y)^{-1} w^* u$$

La construction des matrices K_h^y et K_v^z est le point crucial de l'estimation de q^* . Si le lissage est effectué directement sur les taux de sortie hebdomadaires q_{xt} estimés grâce à Kaplan Meier, on dispose d'un tableau à 154 lignes et 35 colonnes, soit 5390 valeurs. Le calcul fait donc intervenir des matrices carrées de dimension 5390*5390.

3. Application

Afin d'illustrer la pertinence des méthodes évoquée ci-dessus, celles-ci sont mises en œuvre sur un portefeuille réel. Les aspects en lien avec la certification, et notamment la justification du caractère prudent de la table d'expérience obtenue, ne sont pas abordés ici, notre objectif étant d'illustrer les étapes de la mise en œuvre des splines.

Cette application est reprise de PLANCHET et WINTER [2006].

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

3.1. Présentation des données

La constitution de la base de données constitue en soi un travail délicat et décisif, car il conditionne la qualité et la robustesse des estimations effectuées ensuite ; cette étape n'est pas abordée ici, et nous nous contentons de fournir un bref descriptif des données brutes après mise en forme.

Le portefeuille utilisé contient environ 170 000 arrêts, observés sur quatre ans. Il s'agit d'arrêts d'une durée supérieure à onze jours, du fait des dispositions de la convention collective concernée. Dans la suite on étudiera donc des lois conditionnelles au fait que la durée de l'arrêt est supérieure (strictement) à 10 jours. Les données sont également partiellement censurées à droite, mais le taux de censure reste faible (et systématiquement inférieur à 10 %). L'information transmise permet d'effectuer les calculs de Kaplan-Meier avec un pas quotidien.

Au global l'étude porte sur environ 615 000 arrêts, dont 22 500 censurés à droite, soit 3,7 % de l'effectif. La moyenne globale de l'échantillon n'est pas estimable aisément, à cause de la présence des censures. Cependant, la durée moyenne d'arrêt pour les individus non censurés est de 88 jours (plus 10 jours de troncature droite si on les compte depuis le début) et l'écart-type de 176 jours. De même, la durée moyenne d'observation pour les individus censurés est de 328 jours avec 10 jours en option, et l'écart type vaut 284 jours.

On porte une attention particulière aux grandeurs suivantes, calculées âge par âge : effectifs d'arrêts observés, proportions d'arrêts non censurés (rapportées sur les effectifs globaux) et nombre d'arrêts ayant une durée supérieure à 1 095 jours ; on obtient le graphe suivant :

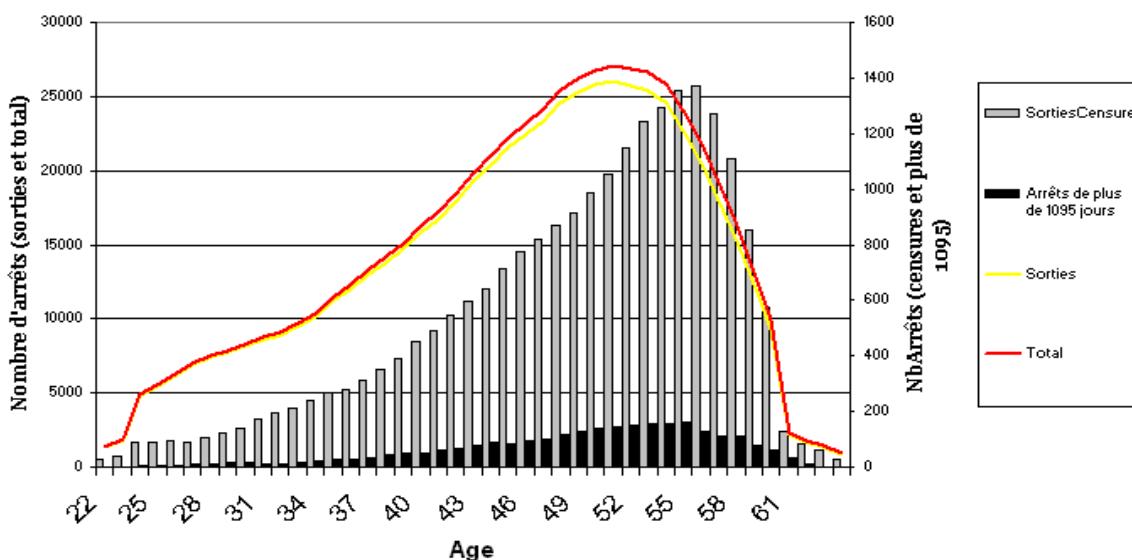


Fig. 1 : Analyse du nombre d'arrêt en fonction de l'âge à l'entrée

3.2. Estimation des taux bruts

L'estimateur de Kaplan-Meier est calculé âge par âge :

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

$$\forall t \in \{AncMin, \dots, AncMax\} \quad \hat{S}_x(t) = \prod_{T_i \leq t} \left(1 - \frac{d_x(T_i)}{n_x(T_i)} \right)$$

avec $n_x(t)$ l'échantillon sous risque à l'âge x juste avant le jour t et $d_x(t)$ le nombre de sorties d'incapacité pour l'âge x et l'instant T_i (par reprise d'activité, passage en invalidité, décès ou fin de garanties).

En pratique, l'estimateur de Kaplan Meier donne lieu à un calcul que lorsqu'une personne sort de l'état (T_i). Par ailleurs, en toute rigueur, il n'y a pas d'ex aequo, car la probabilité que deux personnes sortent exactement au même instant est nulle presque sûrement. Néanmoins, comme les observations dont nous disposons sont volumineuses, et que, la durée des arrêts est comptée en jours (observations discrètes), on est confronté à la présence d'ex aequo. On utilise donc la formule approchée suivante :

$$\forall t \in \{AncMin, \dots, AncMax\} \quad \hat{S}_x(t) = \prod_{i=AncMin}^t \left(1 - \frac{d_x(i)}{n_x(i)} \right)$$

On obtient ainsi une estimation de la fonction de survie journalière pour tous les âges, présentée ci-après :

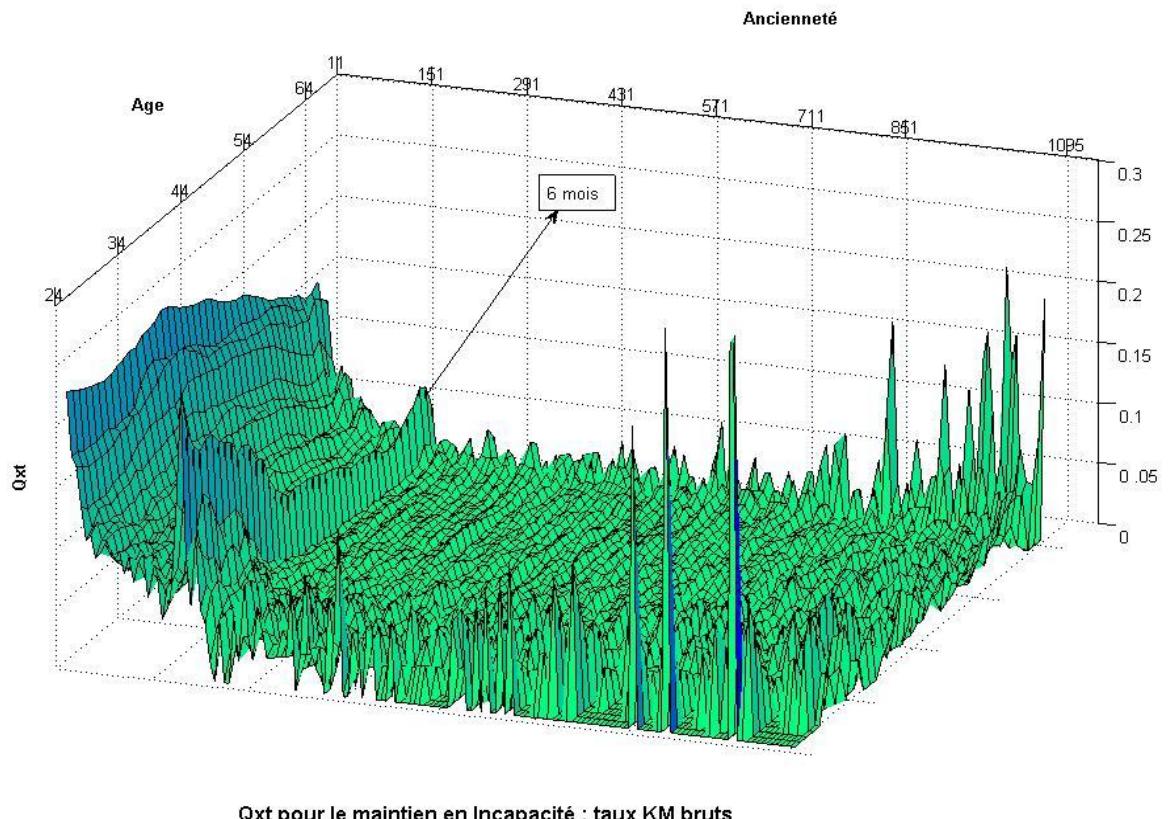


Fig. 2 : Taux de sortie d'incapacité bruts (Kaplan-Meier)

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

On observe que les taux bruts sont très erratiques, le choix d'une unité de temps petite (le jour) accentuant encore cette variabilité.

Une analyse de la variance donnée par l'estimateur de Greenwood, dont l'expression est donnée par :

$$Var\hat{S}_x(t) = \hat{S}_x^2(t) \sum_{i=AncMin}^t \frac{d_x(i)}{n_x(i)(n_x(i) - d_x(i))}.$$

Elle nous permet de conclure que les âges 61, 62, 63 et 64 sont très volatils, les âges 22, 23, 24 sont très volatils, surtout lorsque l'ancienneté est élevée et que la croissance du logarithme de la variance est constante pour les grands âges, alors que sur les âges faibles, la courbe croît beaucoup au début pour ensuite se stabiliser :

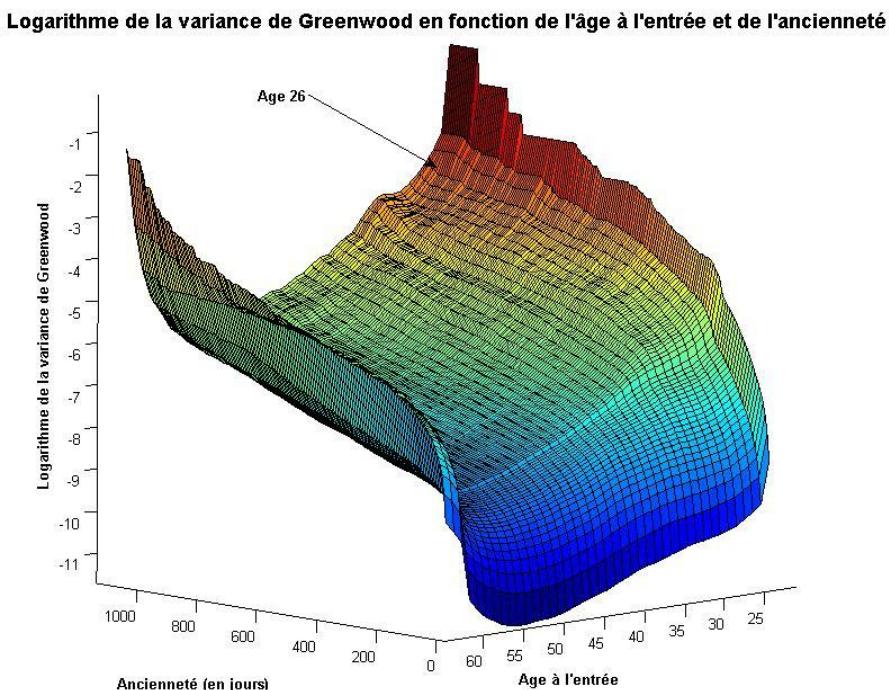


Fig. 3 : Estimateur de Greenwood de la variance

On considérera donc par la suite les âges d'entrée allant de 25 jusqu'à 60 ans, on considérant que ceux-ci sont stables. Les taux de sortie pour les âges en dehors de cette plage pourront être ensuite déterminés par extrapolation (cf. *infra*).

3.3. Ajustement par splines

3.3.1. Présentation des résultats

Il faut noter ici que si les calculs ne posent pas de problème numérique particulier, ils dépassent les capacités d'un simple outil bureautique tel qu'Excel et nécessitent le recours à des logiciels plus performants. La détermination des paramètres de l'ajustement a été effectuée dans le présent travail en utilisant la librairie « spline »

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

proposée par MatLab. Cette librairie s'appuie sur les algorithmes présentés dans DE BOOR [1978].

La matrice des poids Ω est construite à l'aide des effectifs sous risques initiaux : pour chaque âge, le coefficient de pondération est proportionnel à l'effectif. La fonction λ est prise constante égale à l'unité. Enfin, le coefficient α vaut 0.001. Ce coefficient a été déterminé expérimentalement après différentes tentatives. Il apparaît comme le meilleur compromis entre fidélité et régularité sur la base de nos données.

On obtient ainsi les taux suivants :

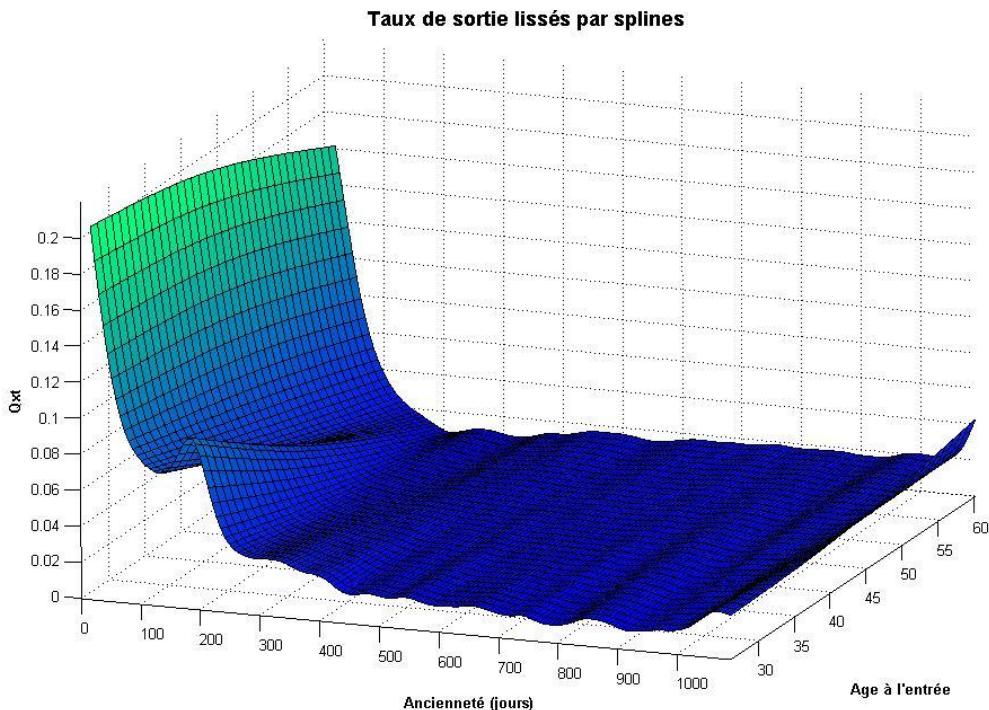


Fig. 4 : Taux de sortie d'incapacité en fonction de l'âge à l'entrée et de l'ancienneté

On constate notamment à l'examen du graphe ci-dessus une « pliure » à 6 mois, ainsi que des vaguelettes pour certaines anciennetés ; ceci est la conséquence que les durées des arrêts ne prennent en pratique pas toutes les valeurs possibles exprimées en jours, les prescripteurs d'arrêt ayant tendance à arrondir les durées dans une unité plus en phase avec la durée de l'arrêt (la semaine par exemple).

La surface est bien entendu très régulière : elle est par construction de classe C^2 . Son expression paramétrique est relativement lourde, mais reste manipulable simplement dans des outils informatiques, par exemple pour calculer des provisions.

3.3.2. Test de la validité du modèle

La validité du modèle est testée au travers d'une version *ad hoc* du test du Khi-2.

On effectue des regroupements sur les âges et sur les anciennetés, pour obtenir des classes bidimensionnelles. Le test du Khi-2 reste valable dans ce contexte puisque la

somme de deux variables indépendantes avec une distribution du Khi-2 est une variable Khi-2, de degré de liberté la somme des degrés de liberté. On obtient alors la statistique :

$$W_{k,l} = \sum_{x^*=1}^l \sum_{t^*=1}^k \frac{(D_{x^*,t^*} - \tilde{D}_{x^*,t^*})^2}{\tilde{D}_{x^*,t^*}}$$

avec $D_{x,t}$ le nombre observé d'individus sortis entre t^+ et $t+1$ et $\tilde{D}_{x,t}$ le nombre d'individus sortis entre t^+ et $t+1$ prévu par le modèle. On peut montrer que si $L_{x,0} \rightarrow \infty$, alors $W_{k,l}$ est asymptotiquement distribué comme une variable χ^2_{k+l-2} . D'où le test consistant à rejeter l'adéquation des données brutes à notre ajustement si la réalisation de $W_{k,l}$ est trop grande, c'est-à-dire supérieure à une valeur qui n'a qu'une probabilité α d'être dépassée.

En pratique, nous avons regroupé les âges en neuf classes s'échelonnant de 26 à 60 ans. Quinze classes ont été constituées sur les anciennetés, ce qui nous donne au total $9+15 = 24$ classes. La distribution de la statistique $W_{k,l}$ est donc un Khi-2 avec 24 degrés de liberté.

On obtient alors la région critique pour un seuil de 95 % $\{W_{k,l} > 13.84\}$; la valeur de la statistique de test sur notre exemple est de 10,27, ce qui nous conduit à accepter l'ajustement.

3.4. Comparaison avec d'autres méthodes

Il est apparu intéressant de comparer l'approche par splines avec la méthode (non paramétrique) de Whittaker-Henderson, qui constitue, avec la méthode proposée dans KIMELDORF et JONES [1967], une version simple et assez naturelle de lissage bayésien (on pourra consulter sur ce sujet TAYLOR [1992]). La méthode de Whittaker-Henderson appliquée sur les mêmes données conduit à la représentation suivante des taux de sortie⁶ :

⁶ Voir WINTER [2005] pour le détail de la mise en œuvre.

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

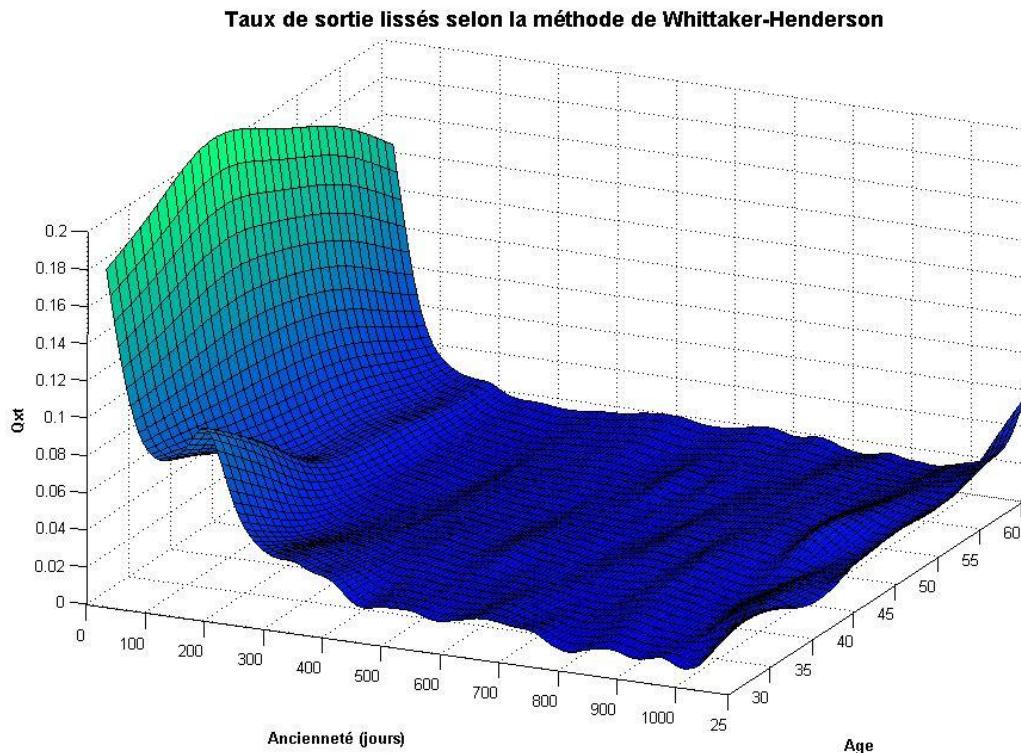


Fig. 5 : Taux de sortie d'incapacité – lissage de Whittaker-Henderson

La statistique du Khi-2 introduite en 3.3.2 ci-dessus est égal à 6,62, soit une valeur inférieure à celle obtenue par les splines, et qui conduit donc également à accepter l'ajustement au même seuil.

On note d'ailleurs une forte parenté entre les deux approches, l'allure générale des courbes étant proche. De plus chacun des deux modèles permet de combiner un critère de régularité et un critère de fidélité aux données. L'approche par splines présente l'avantage, non négligeable en pratique, de conduire à une formulation entièrement paramétrique de la table, ce qui permet de traiter de manière simple les questions d'interpolation ou d'extrapolation. L'extrapolation des taux de sortie est en effet décisive pour compléter la table aux âges où les données sont insuffisantes. Pour cette raison, elle doit à notre sens être préférée à l'approche non paramétrique.

WINTER [2005] développe également d'autres approches, qui ne sont pas reprises ici ; on peut simplement retenir que du point de vue de critères de type « Khi-2 », la méthode d'ajustement par splines s'avère très performante.

3.5. Une approche alternative

On peut observer que l'approche retenue conduit à des coefficients de provisionnement très réguliers : en effet, ces coefficients sont obtenus par deux intégrations successives à partir des taux de sortie, qui sont ajustés par des splines (une première intégration pour obtenir la fonction de survie, puis une seconde pour calculer le coefficient de

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

provisionnement). De ce fait, même si nous étions parti de taux de sortie relativement irréguliers, les coefficients de provisionnement seraient réguliers (les tables du BCAC en sont une illustration, les taux de sortie étant très irréguliers).

On peut envisager d'exploiter cette propriété de régularisation du mécanisme de calcul des provisions pour proposer la démarche d'ajustement suivante : à partir des taux bruts, on détermine les espérances de maintien résiduel (qui s'interprètent comme des coefficients de provisionnement à taux zéro) :

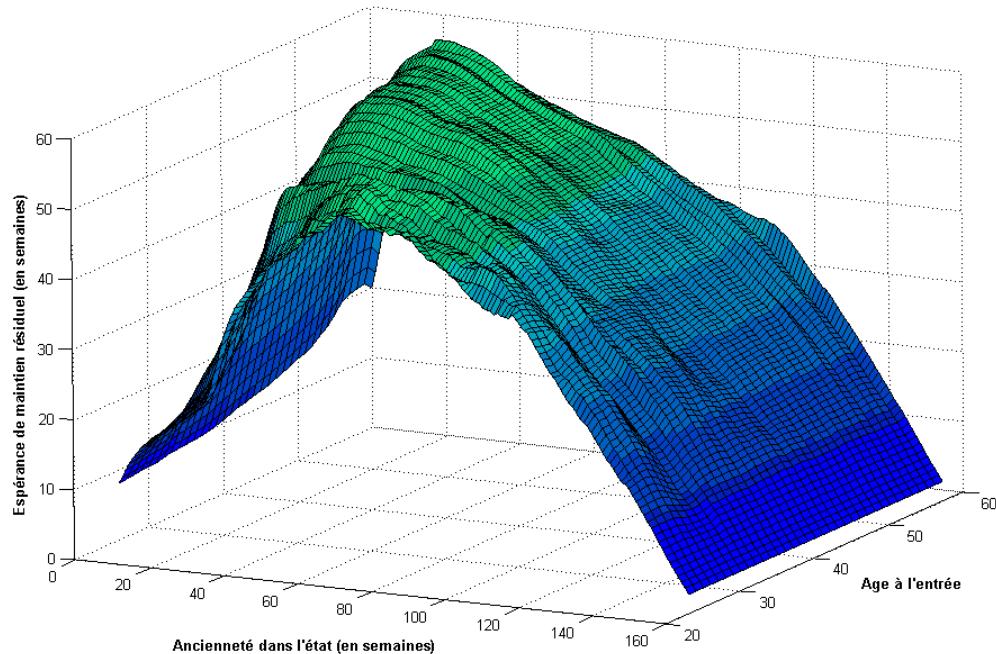


Fig. 6 : Espérance de maintien résiduel brute

On note bien l'effet de régularisation associé au calcul d'un coefficient de provisionnement, en rapprochant ce graphe de celui obtenu à la Fig. 2 : ci-dessus. On ajuste alors un modèle à splines sur cette surface afin de la régulariser, ce qui conduit à :

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t, \infty]}(T_x)$$

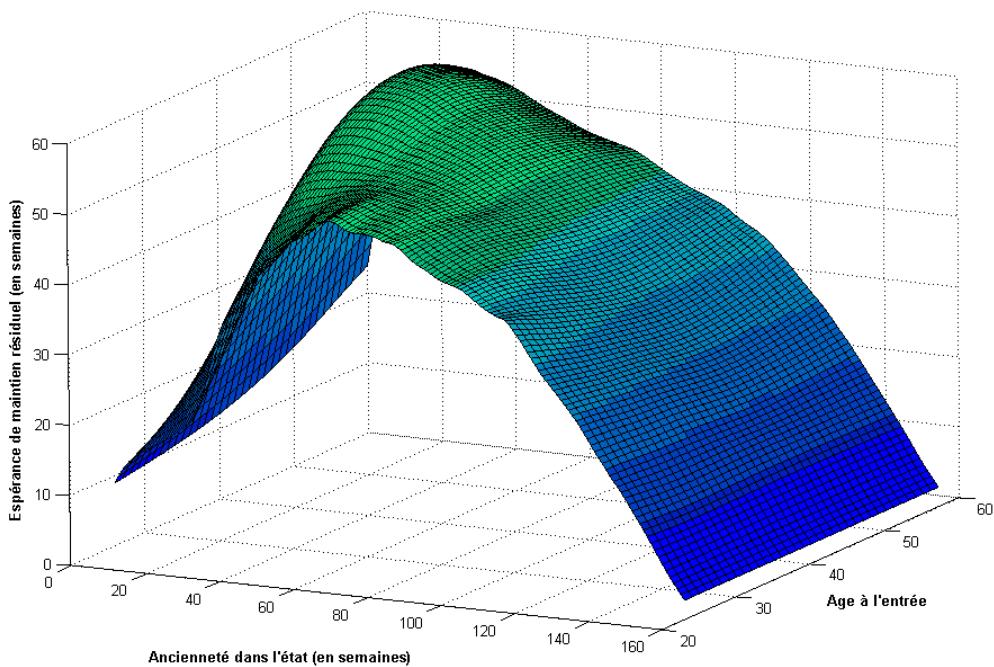


Fig. 7 : Espérance de maintien résiduel lissée

On peut ensuite « redescendre » aux taux de sortie par dérivation. On obtient alors les taux de sortie suivants :

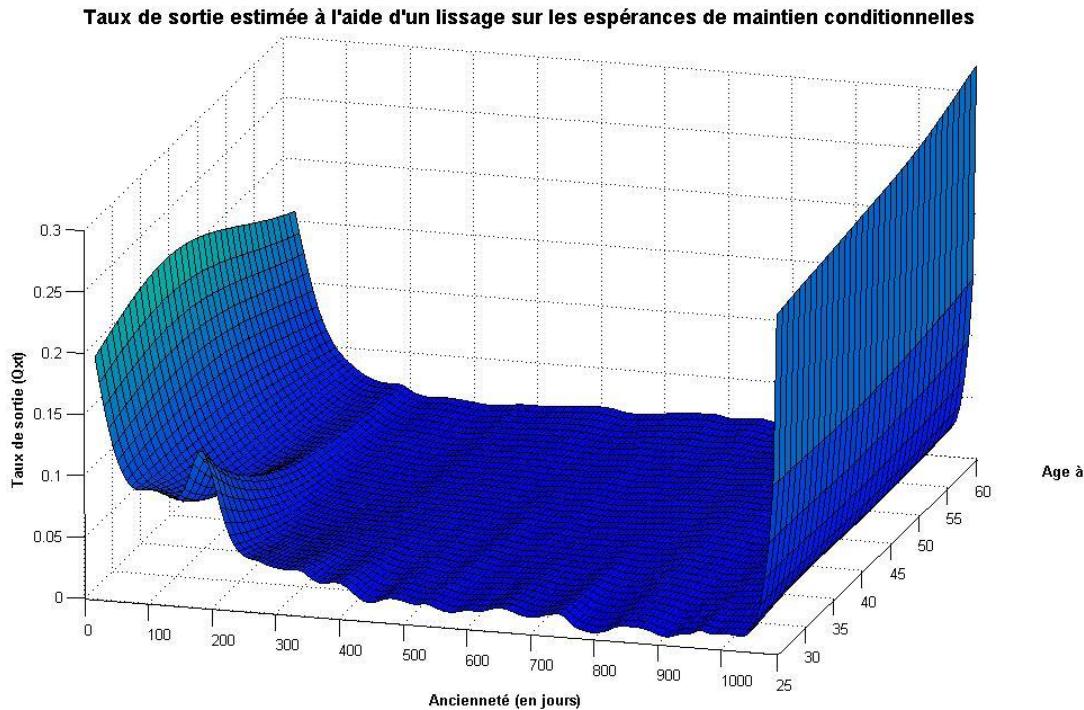


Fig. 8 : Taux de sortie après ajustement spline des espérances de maintien

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

L'allure générale de la surface est relativement proche des résultats précédents, et la valeur de la statistique de test du même ordre de grandeur. Toutefois, il nous semble qu'il est plus pertinent d'effectuer l'ajustement au niveau le « moins intégré » possible, et donc au niveau des taux de sortie.

3.6. Calcul d'un barème de provisionnement

L'utilisation la plus immédiate de la table d'expérience construite ci-dessus est l'obtention d'un barème de provisionnement de rentes d'incapacité. Pour un taux technique i fixé, le coefficient de provisionnement s'exprime de la manière suivante :

$$_{INC} PM_y^x = \frac{1}{_{INC} L_y^x} \sum_{k=0}^{36-y} \frac{_{INC} L_{k+y}^x}{(1+i)^{12}},$$

avec x l'âge de l'assuré lors de l'entrée dans l'état, y l'ancienneté dans l'état et $_{INC} L_y^x$ le coefficient de la table de maintien en incapacité. Incidemment, on peut noter que dans le cadre du modèle retenu il n'est pas indispensable de discrétiliser les flux, ce qui permet d'utiliser une version continue de la formule ci-dessus :

$$_{INC} PM_y^x = \frac{1}{_{INC} L_y^x} \int_0^{+\infty} _{INC} L_{t+y}^x \exp(-rt) dt$$

avec $r = \ln(1+i)$ la version continue du taux technique et $_{INC} L_{t+y}^x = \exp\left(-\int_0^{t+y} \mu_x(\theta) d\theta\right)$.

Cette formulation présente l'avantage d'éviter les problématiques de choix d'un pas de discrétilisation, d'une part, et d'ajustement en fonction du fractionnement, d'autre part. Dans l'expression ci-dessus, les paramètres x et y peuvent être non entiers. Le barème ainsi obtenu a l'allure suivante, avec un taux technique de 3 % :

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

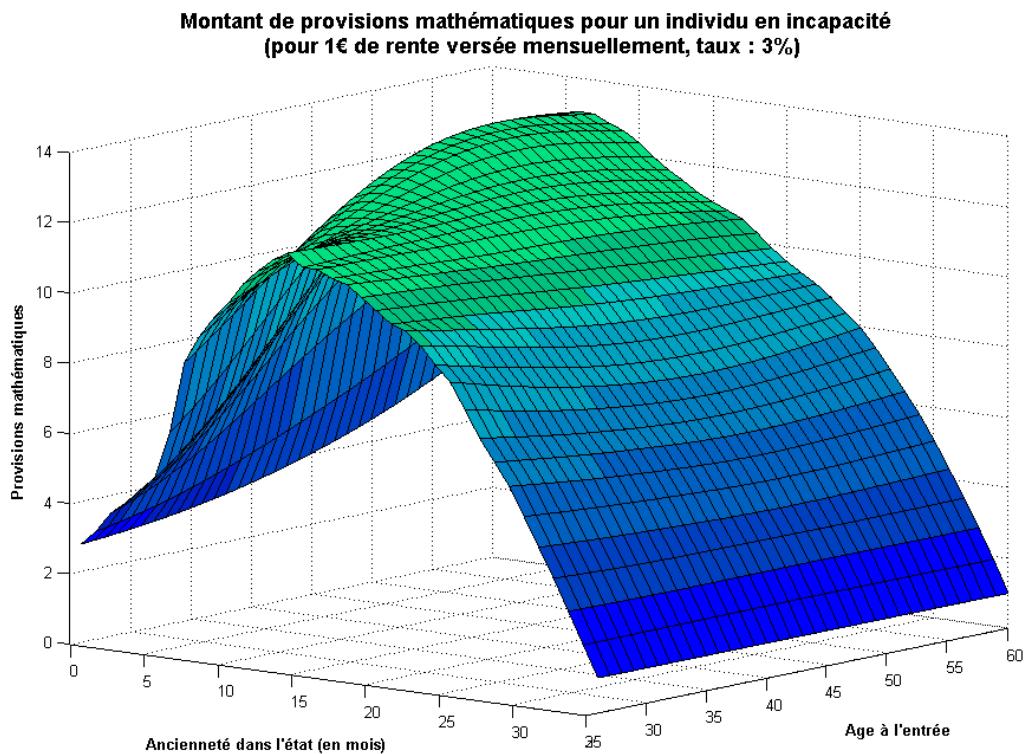


Fig. 9 : Barème de provisionnement d'incapacité d'expérience

On retrouve bien entendu une allure très proche de la Fig. 7 : ci-dessus. Le barème du BCAC au même taux conduit quant à lui à la surface suivante :

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

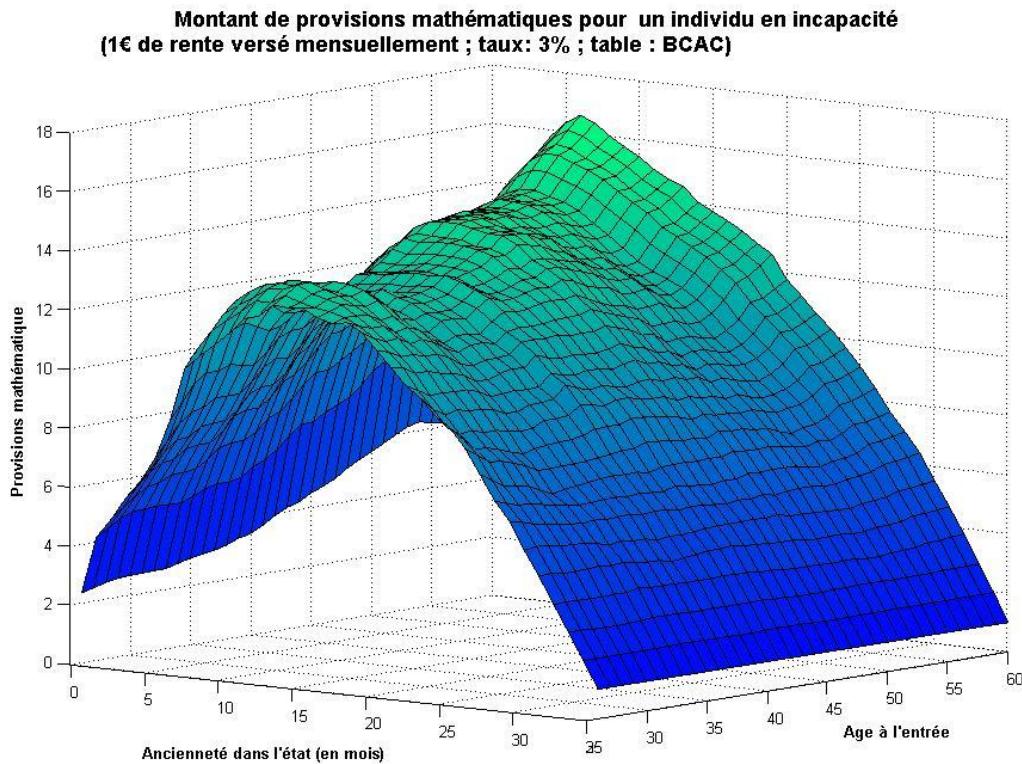


Fig. 10 : Barème de provisionnement d'incapacité BCAC

Incidentement, on note une certaine irrégularité du barème BCAC, conséquence directe de l'utilisation de taux de sortie non ajustés dans la démarche retenue par cet organisme. La forme générale des deux barèmes est toutefois, comme on pouvait s'y attendre, très proche. La comparaison des deux séries de coefficients est effectuée en calculant

$$\forall (x, t) \quad \frac{e_{x,t}^{BCAC} - e_{x,t}^{Splines}}{e_{x,t}^{Splines}} ; \text{ elle conduit à la représentation suivante :}$$

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

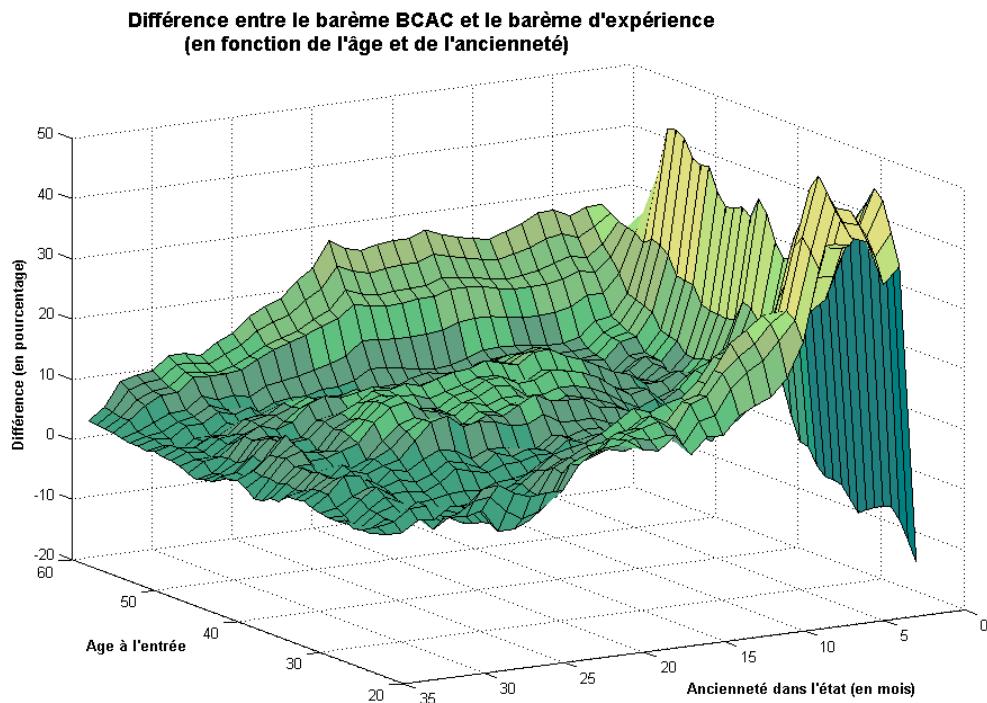


Fig. 11 : Comparaison avec les coefficients BCAC

On constate que globalement le barème BCAC conduit à sur-provisionner d'environ 5% à 10% en milieu de table. Pour les anciennetés importantes, les deux tables donnent des résultats proches. Par contre, au moment de la survenance, les résultats d'expérience sont au dessus du BCAC : l'effectif restant après le premier mois varie de 30% à 50% pour le BCAC, et de 50 % à 70 % pour les taux d'expérience. Ensuite, pour une ancienneté de 1 mois, le BCAC conduit à sur provisionner de 30 % à 40 %. L'écoulement des sorties est donc sensiblement différent dans les deux populations, ce qui justifie *ex post* l'intérêt du barème d'expérience.

Le graphique ci-dessus met de plus en évidence l'instabilité du barème du BCAC, qui explique les irrégularités que l'on observe (la surface d'expérience étant quant à elle par construction régulière). L'avantage de la méthode d'ajustement retenue est de conduire mécaniquement à des barèmes très réguliers, *a priori* plus en phase avec la réalité.

4. Références

- BCAC [1993] Note sur le provisionnement en arrêt de travail.
- BOWERS, GERBER, HICKMAN, JONES, NESBIT [1986] *Actuarial Mathematics*. SOA.
- DE BOOR C., FIX G. [1973] « Splines approximation by quasi interpolants ». *J. Approx. Theory* 8, 19-45, p102,105.
- DE BOOR [1978] *A practical guide to splines*. Berlin: Springer Verlag.
- GAUMET A. [2001] « Construction de tables d'expérience pour l'entrée et le maintien en incapacité », ISFA, Mémoire d'actuariat.

$$\Lambda_x = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+i)^t} I_{[t; \infty[} (T_x)$$

KIMELDORF G.S, JONES D.A. [1967], « Bayesian graduation », *TSA*, XIX.

LEE, R.D., CARTER, L. [1992] « Modelling and forecasting the time series of US mortality ». *Journal of the American Statistical Association* 87, 659-671. LONDON D. [1995], « The revision of estimates », *Actex*.

PLANCHET F., WINTER P. [2006] « L'utilisation des splines bidimensionnels pour l'estimation de lois de maintien en arrêt de travail », *Bulletin français d'actuariat*, Vol.7, n°13.

RISLER J.J. [1991] *Méthodes mathématiques pour la CAO*. Paris : Masson

TAYLOR G. [1992], « A bayesian interpretation of Whittaker-Henderson graduation », *Insurance: Mathematics and Economics*, vol. 11, 7-16.

WINTER P. [2005] « Méthodes bidimensionnelles pour l'ajustement de lois de maintien d'expérience en arrêt de travail ». ISFA, Mémoire d'actuariat.

XIE J., LIU C. [2000] « Adjusted Kaplan-Meier Estimator and Log-rank Test with Inverse Probability of Treatment Weighting for Survival Data », *Statist. Med.*, vol. 00:1-6