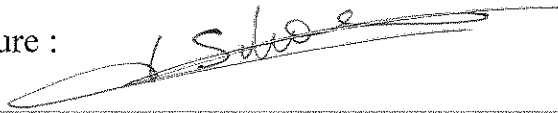





Mémoire présenté le :
pour l'obtention du diplôme
de Statisticien Mention Actuariat
et l'admission à l'Institut des Actuares

Par : Monsieur FELLOUS Raphaël	
Titre du mémoire : Elaboration d'un table d'entrée et de sortie pour le risque d'inaptitude à la conduite	
Confidentialité : <input type="checkbox"/> NON <input checked="" type="checkbox"/> OUI (Durée : <input type="checkbox"/> 1 an <input checked="" type="checkbox"/> 2 ans)	
Les signataires s'engagent à respecter la confidentialité indiquée ci-dessus.	
Membres présents du jury de la filère :	Signature : Entreprise : KLESIA Nom : SCHANDO Patricia Signature : 
	Directeur de mémoire en entreprise Nom : SCHANDO Patricia Signature : 
Membres présents du jury de l'Institut des Actuares :	Invité : Nom : Signature :
	Autorisation de publication et de mise en ligne sur un site de diffusion de documents actuariels (après expiration de l'éventuel délai de confidentialité) Signature du responsable entreprise :  Signature du candidat : 

Résumé :

En 1983 l'Institution de **PRévoyance** d'Inaptitude A la Conduite (IPRIAC), à été fondée par les partenaires sociaux afin d'indemniser les conducteurs de véhicules de 3,5 tonnes dans les cas d'inaptitude à la conduite survenus avant l'âge de leur retraite. Depuis cette date de nombreux changements réglementaires ont conduit cette institution à intégrer de nouveaux cotisants et des entreprises. Du fait du nombre croissant de cotisants, l'IPRIAC a vu le nombre de conducteurs percevant une rente croître aussi. Cette institution doit donc prévoir dans son budget sous la forme de provisions le versement de ses rentes pour les exercices comptables.

En travaillant sur les bases de données de cette institution sur une période entre le 1er janvier 2015 et le 31 décembre 2019, nous avons élaboré des tables d'incidence ainsi que des tables de sortie d'inaptitude. Nous avons estimé les taux d'entrées en inaptitude, par âge, à la conduite et de sorties à l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier et Hoem, puis nous les avons lissés avec les méthodes de Whittaker-Henderson et P-splines.

Le but de ce mémoire est de challenger les méthodes utilisées par l'IPRIAC, depuis de nombreuses années sur lesquelles reposent le montant des provisions budgétés de l'institution de prévoyance, en construisant des tables d'expérience.

Mots clés : Assurance prévoyance, Inaptitude, invalidité, Table d'incidence, Table d'expérience, Estimateur Hoem, Estimateur Kaplan-Meier, Lissage P-splines, Lissage de Whittaker-Henderson

Abstract :

In 1983, “Institution de **PR**évoyance d'**In**aptitude **A** la **C**onduite” (IPRIAC), was founded by the social partners to compensate drivers of 3.5 tonne vehicles in cases of unfitness to drive that occurred before they reached retirement age. Since then, numerous regulatory changes have led the institution to integrate new contributors and companies. As a result of the growing number of contributors, IPRIAC has also seen the number of drivers receiving a pension increase. This institution must therefore budget for the payment of its pensions for the accounting years in the form of provisions.

Working on the databases of this institution over a period from 1 January 2015 to 31 December 2019, we have developed incidence tables as well as exit tables for incapacity. We estimated the age-specific demerit entry and exit rates using the Kaplan-Meier and Hoem estimator and then smoothed them with the Whittaker-Henderson and P-splines methods.

The aim of this thesis is to challenge the methods used by IPRIAC, for many years, on which the amount of budgeted provisions of the pension fund is based, by constructing experience tables.

Keywords : Provident insurance, incapacity, disability, incidence table, experience table, Hoem estimator, Kaplan-Meier estimator, P-splines smoothing, Whittaker-Henderson smoothing

Synthèse :

Lors de sa création en 1983, l'Institution de PRévoyance d'Inaptitude A la Conduite (IPRIAC), avait pour but de prendre en charge dans le secteur des transports routiers le risque d'inaptitude à la conduite des conducteurs et conductrices des véhicules de plus de 3,5 tonnes. En effet, les partenaires sociaux constataient les difficultés de reconversion des conducteurs travaillant dans le secteur des transports qui étaient devenus inaptes à la conduite. Pour pallier ce problème, ils ont eu l'idée de mettre en place un régime spécifique d'inaptitude à la conduite.

Comme le risque d'inaptitude à la conduite, au centre de l'activité de cette institution de prévoyance, n'a pas fait l'objet d'études actuarielles récentes quant à l'incidence dans cet état et la durée de maintien en inaptitude. Il s'avère donc nécessaire pour l'IPRIAC de procéder à une étude sur ce thème afin d'évaluer leurs engagements. En conséquence, notre mémoire a pour but d'étudier le risque d'inaptitude à la conduite à travers des modèles de durée, pour fournir à l'institution de prévoyance des outils de comparaison entre ses méthodes de calcul de ses provisions mathématiques et ceux issus des tables d'expérience créées dans cette étude. Avec les modifications du régime de retraite, qui progressivement repousseraient l'âge légal de départ à la retraite de 62 ans à 65 ans, l'IPRIAC se doit de prévoir au mieux les conséquences de ces modifications sur ses comptes et anticiper donc les mouvements futurs. Notre étude actuarielle permettrait d'intégrer les modifications ultérieures du régime de retraites et du statut d'inaptitude à la conduite.

L'accord du 24 septembre 1980, met en place un régime de prévoyance d'inaptitude à la conduite. Il fixe un taux de cotisation égale à 0,25% du salaire brut toutes tranches confondues. Le règlement de l'IPRIAC sur la reconnaissance de l'inaptitude à la conduite met en place la commission médicale qui sera seule juge du statut d'inapte au métier de conducteur.

Cet accord s'applique aux conducteurs des conventions collectives nationales (CCN) suivantes, qui ont une ancienneté de 15 ans :

- Convention collective des transports routiers et des activités auxiliaires du transport ;
- Convention collective des réseaux de transports publics urbains de voyageurs ;
- Convention collective du personnel des voies ferrées d'intérêt local.

Après la mise en place de la garantie d'inaptitude à la conduite et plusieurs modifications, le dernier changement significatif a lieu avec l'avenant du 20 avril 2016 et le changement du taux de cotisation à 0,35% et la disparition des critères d'ancienneté au profit des points IPRIAC.

Ils sont calculés rétroactivement de la manière suivante:

Rémunération annuelle soumise à cotisation au régime	Nombre de points d'activité attribués pour l'année (arrondi au centième supérieur)
Comprise entre 0 et 1 SMIC Annuel	120 points x (les éléments de rémunération soumis à cotisation divisés par le SMIC annuel)
Comprise entre 1 SMIC Annuel et 1 PASS	120 points
Comprise entre 1 PASS et 4 PASS	120 points + ((les éléments de rémunérations soumis à cotisation moins 1 PASS) x 24 / (3 x PASS)) points
Au-delà de 4 PASS	144 points

Calcul du nombre de points IPRIAC avant 1er janvier 2017

On précise que le SMIC annuel et le Plafond Annuel de la Sécurité Sociale (PASS) correspondent à ceux de l'année du versement de la rémunération.

À compter du 1er janvier 2017, les points IPRIAC sont calculés comme suit:

Rémunération totale sur les N mois de l'année A soumise à cotisation au régime	Nombre de points d'activité attribués pour l'année (arrondi au centième supérieur)
Comprise entre 0 et N SMIC Mensuel	N*10 points x (les éléments de rémunération soumis à cotisation divisés par N* SMIC mensuel)
Comprise entre N SMIC Mensuel et 1 PMSS	N*10 points
Comprise entre N PMSS et N*4 PMSS	N*10 points + ((les éléments de rémunérations soumis à cotisation moins N PMSS) x 2 / (3 x PMSS))points
Au-delà de N*4 PMSS	N*12 points

Calcul du nombre de points IPRIAC au 1er janvier 2017

Les prestations cessent d'être versées principalement quand le conducteur inapte :

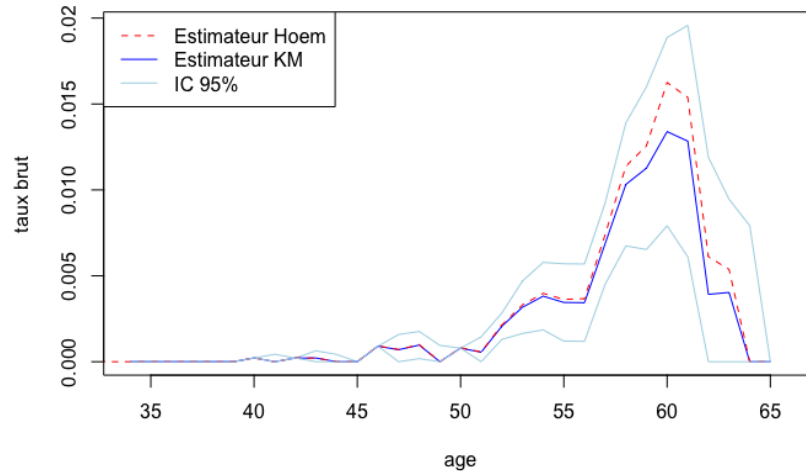
- Peut ouvrir ses droits à la retraite ;
- Reprend une activité professionnelle ;
- décède.

Avec les données récupérées et retraitées de l'IPRIAC sur la période d'observation du 1er janvier 2015 au 31 décembre 2019, nous avons implémenté l'estimateur de Hoem et celui Kaplan-Meier pour produire des taux d'incidences bruts à l'entrée en inaptitude par âge et par sexe. La méthode de Hoem et l'estimateur de Kaplan-Meier sont deux méthodes non paramétriques qui prennent en compte les censures et les troncatures.

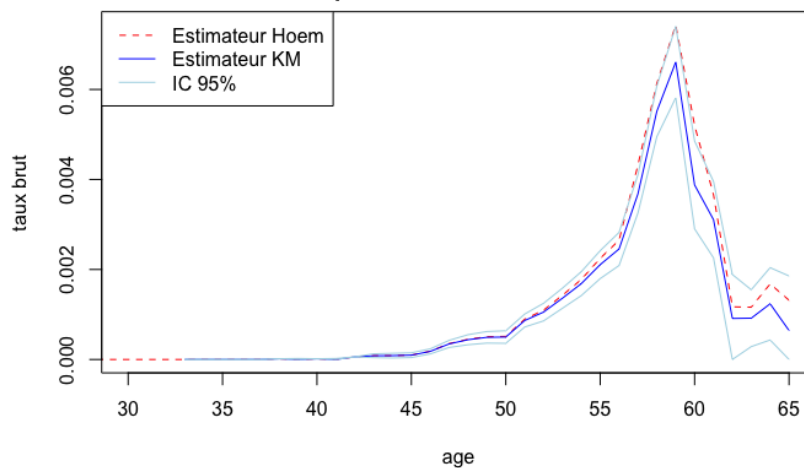
L'estimateur de Hoem se base sur l'exposition d'une personne au risque. Elle se caractérise à l'âge x pour l'année N comme le temps qu'un assuré passe effectivement en état vivant et valide à l'âge x durant l'année N. L'avantage principale de cette méthode est sa simplicité de compréhension ainsi que la facilité de mise en œuvre.

L'estimateur de Kaplan-Meier reste une méthode intuitive se basant sur la fonction de survie. Cette méthode se base sur le principe qu'être en état valide à l'instant t est équivalent à être valide juste avant et ne tombe en incapacité à la conduite à cet instant. Nous avons aussi tracé les intervalles de confiance de l'estimateur de Kaplan-Meier pour chaque population.

Les résultats sont présentés dans les graphiques suivants :



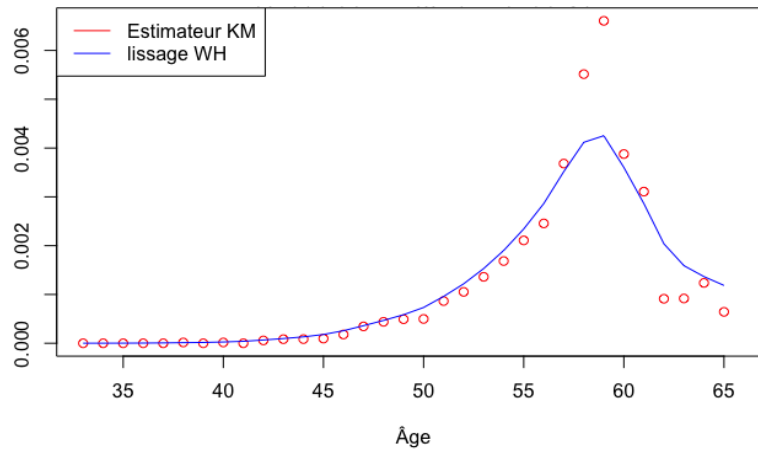
Taux d'entrées en incapacité pour les femmes



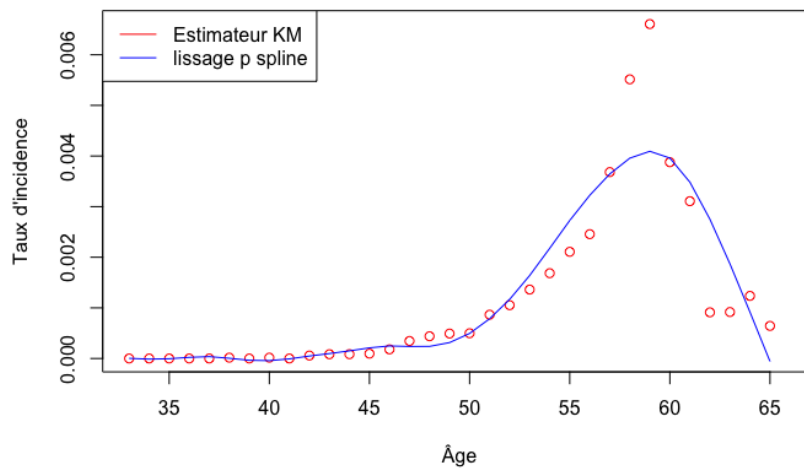
Taux d'entrées en incapacité pour les hommes

Nous constatons que les courbes sont similaires bien que les niveaux d'incidence soient différents. En effet, c'est vers l'âge de 50 ans qu'il y a une augmentation des taux d'entrée en incapacité avec un pic autour de 60 ans. La courbe des taux d'incidence de la population masculine s'avère plus régulière que celle des femmes.

Nous choisissons de lisser les taux bruts, avec la méthode de Whittaker-Henderson et P-splines, issus de l'estimateur de Kaplan-Meier au vu de la qualité de celui-ci. Les taux lissés sont présentés dans les graphiques suivant :



Lissage des taux Kaplan-Meier avec la méthode de Whittaker-Henderson



Lissage des taux Kaplan-Meier avec la méthode P-splines

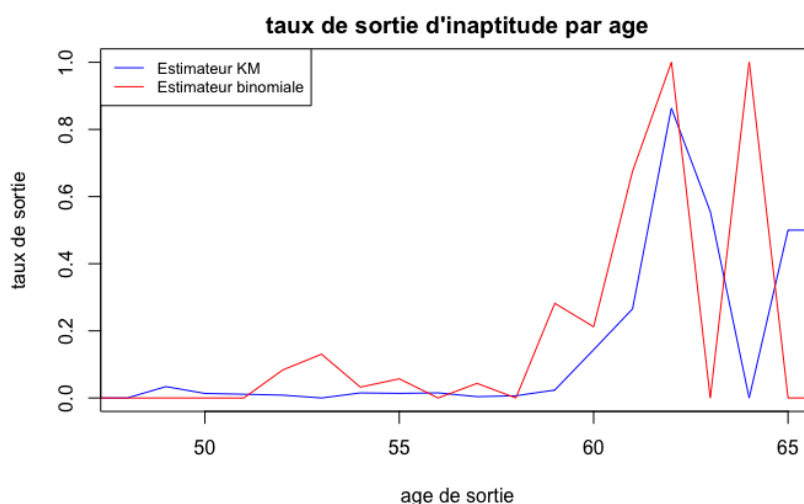
Pour vérifier la qualité des ajustements des lissages effectués, nous les avons comparés avec les statistiques de R^2 et MAPE.

Le lissage Whittaker-Henderson (resp. P-spline) obtient un coefficient de R^2 d'une valeur 0,87 (resp. 0,79). Pour le coefficient MAPE, ce lissage obtient 44,33% (resp. 56,37%). Le lissage par P-splines est donc jugé plus proche des taux bruts estimés par Kaplan-Meier. Nous conseillons dans notre étude à l'IPRIAC, de prendre en compte ces taux en cas de nouvelle tarification de sa garantie.

Après l'étude réalisée sur la base des cotisants au régime, nous examinons celle des rentiers. Nous reprenons la méthode de Kaplan-Meier et implémentons celle d'un estimateur binomial pour créer notre table de sortie en inaptitude.

L'estimateur binomial suit le même principe que la méthode de Hoem à la différence près que l'intervalle de temps durant lequel les rentiers sont observés n'est pas pris en compte. Cela signifie que chaque rentier n'est comptabilisé seulement pour l'âge de fin d'observation.

On obtient le résultat suivant :



Comparaison des taux de sortie par âge selon les différents estimateurs

Les estimateurs sont distincts. L'estimateur binomial est relativement erratique contrairement à l'estimateur de Kaplan-Meier plus lisse.

On notera que l'estimateur de Kaplan-Meier renvoie des taux de sortie avant l'âge de 50 ans contrairement à l'estimateur binomial. Les deux méthodes d'estimations font croître les taux de sorties à partir de 60 ans et ces taux deviennent décroissants dès 62 ans.

Au vu du faible nombre de données disponibles concernant les rentiers, nous utiliserons les taux obtenus par la méthode de Kaplan-Meier pour appliquer des méthodes de lissage et effectuerons ensuite le calcul des provisions.

Comme précédemment, nous lissons les taux bruts, avec la méthode de Whittaker-Henderson et P-splines, issus de l'estimateur de Kaplan-Meier. Pour vérifier la qualité des ajustements des lissages effectués nous les avons comparés avec les statistique de R^2 et MAPE.

Le lissage Whittaker-Henderson (resp. P-spline) obtient un coefficient de R^2 d'une valeur 0,68 (resp. 0,71). Pour le coefficient MAPE, ce lissage obtient 44,44% (resp. 37,64%). Au vu des résultats obtenus par le lissage de Whittaker-Henderson et le résultat du test de Kolmogorov-Smirnov, nous effectuons le calcul des provisions en prenant les taux lissés par Whittaker-Henderson .

Par la suite, en projetant nos données à l'aide de la table d'expérience, nous obtenons des montants de provisions mathématiques inférieurs à 1,2% par rapport à ceux calculés par l'IPRIAC obtenus par les tables TGF/TGH-05.

Cela nous amène à conclure que les méthodes et les règles de calculs de l'institution sont valides et pertinentes.

Remerciements :

Dans un premier temps je voudrais remercier Patricia SCHANDO de son accueil au sein de son équipe ce qui m'a permis de réaliser ce mémoire dans de bonnes conditions.

Je voudrais souligner que ses conseils tout au long de ce mémoire m'ont permis d'avancer en toute confiance et à mon rythme. Elle m'a guidé, en me laissant l'autonomie et la liberté nécessaire.

Dans un second temps, je remercie aussi mes collègues de la souscription standard: Jean-Claude DEBRUYERE, Anouar Khalifa et Carine LEONE qui ont pris le temps de répondre à mes questions durant mon alternance.

Je remercie mon tuteur académique Nicolas BOUSQUET, pour la relecture de mon mémoire et ses conseils avisés.

Enfin, je tiens à exprimer toute ma reconnaissance à ma famille pour m'avoir soutenu durant mes années d'études, Grégory pour son soutien indéfectible et à celle que je nomme pas pour son aide constante.

Sommaire

Résumé :	2
Abstract :	3
Synthèse :	4
Remerciements :	9
Introduction :	13
Section 1 : Cadre général de l'inaptitude à la conduite	15
Sous-section 1 : Contexte réglementaire	15
Définition de l'incapacité :	15
Définition de l'invalidité :	15
Définition de l'inaptitude à son poste de travail :	16
Sous-section 2 : Le régime IPRIAC	18
L'IPRIAC (Institution de Prévoyance d'Inaptitude À la Conduite)	18
Accord du 24 septembre 1980	18
Avenant numéro 4 du 19 avril 2004	19
Avenant numéro 6 du 22 septembre 2010	19
Avenant numéro 7 du 20 avril 2016	20
Conditions de fin du versement des prestations	21
Sous-section 3 : L'enjeu pour l'institution IPRIAC	22
Les entreprises cotisantes et les conducteurs cotisants au régime	22
Les bénéficiaires du régime	26
Section 2 : Données et Analyses	30
Sous-section 1 : Description des données	30
2.1.1 Base des cotisants	30
2.1.2 Base des bénéficiaires	31
Sous-section 2 : Création de variables	33
2.2.1 Base des cotisants	33
2.2.2 Base des bénéficiaires	33
Sous-section 3 : Statistiques	34
2.3.1 Bases des cotisants	34
2.3.3 Base des bénéficiaires	36
Section 3 : Création d'une table d'entrée en inaptitude	39
Sous-section 1 : Notions de censure et de troncature	39
3.1.1 La censure	39
3.1.2 La troncature	40
Sous-section 2 : Estimation des taux d'entrée en inaptitude	40
3.2.1 Méthode de Hoem	40
3.2.2 Estimateur de Kaplan-Meier	43
Sous-section 3 : Comparaison des taux bruts obtenus et des méthodes	46
3.3.1 Les taux de la population féminine	46

3.3.2 Les taux de la population masculine	47
3.3.3 Comparaison des méthodes implémentées	48
Sous-section 4 : Lissage des taux	48
3.4.1 Whittaker- Henderson	48
3.4.2 P-splines	49
3.4.3 Comparaison des taux	51
Le coefficient de régression R2 :	51
Le coefficient MAPE :	51
Section 4 : Création d'une table de sortie d'inaptitude	53
Sous-section 1 : Estimation des taux sortie d'inaptitude	53
4.1.1 Méthode de Hoem	53
4.1.2 Estimateur binomial	54
4.1.3 Estimateur de Kaplan-Meier	56
Sous-section 2 : Analyse des taux de sortie et comparaison des méthodes implémentées	58
Sous-section 3 : Lissage des taux	59
4.3.1 Whittaker- Henderson	59
4.3.2 P-splines	59
4.3.4 Comparaison des taux	60
Les coefficients de régression R2 et MAPE :	60
Test de Kolmogorov-Smirnov	60
Sous-section 4 : Conclusion	61
Section 5 : Projection de la population des rentiers	63
Sous-section 1 : Calcul des provisions	63
Sous-section 2 : Comparaison avec la table réglementaire TGF/TGH-05	63
Sous-section 3 : Les limites de nos tables d'expérience	64
Conclusion :	65
Table des Tableaux	66
Table des figures	67
Bibliographie	68
Sitographie	68

Introduction :

Dans les années 1980, en France il apparaît que le système de Sécurité Sociale avec ses branches famille, maladie et retraite mis en place en 1945 n'est plus adapté aux évolutions démographiques et aux caractéristiques du marché du travail. Dans le même temps, une focalisation s'effectue par les assureurs, les mutuelles, les institutions de prévoyance ainsi que les organismes paritaires sur les critères de pénibilité du poste de travail.

Les maladies professionnelles provoquent des périodes, plus ou moins longues, de chômage involontaire engendrant pour les salariés des pertes de revenus. Dans ce contexte, il apparaît nécessaire d'améliorer la prise en compte du risque d'arrêt maladie spécifique à certaines professions. Les états d'incapacité, d'invalidité et de pénibilité au travail sont définis par le régime de la Sécurité Sociale. Cependant pour certaines professions, une définition plus précise des maladies engendrées par le travail implique la mise en place de régime d'indemnisation particulier.

Face à ce constat, une institution spécifique l'IPRIAC (Institution de Prévoyance d'Inaptitude à la Conduite) est créée dont le but est la prise en charge de l'inaptitude à la conduite des conducteurs et conductrices de véhicules de plus de 3,5 tonnes. Cette institution permet aux différents conducteurs/conductrices de diverses branches liées au transport de bénéficier d'une prestation en cas d'inaptitude à la conduite.

L'inaptitude à la conduite est un risque peu étudié et encore mal documenté. A titre de comparaison des tables du BCAC (Bureau Commun des Assurances Collectives) existent pour le calcul des provisions pour les risques incapacité et invalidité mais pas celui de l'inaptitude. Il s'avère nécessaire pour l'IPRIAC de procéder à une étude afin d'évaluer leurs engagements sur les montants des provisions mathématiques.

En conséquence, l'objectif de ce mémoire est d'étudier le risque d'inaptitude à la conduite à travers des modèles de durée, dans le but de lui fournir des outils de comparaison entre ses méthodes de calcul de ses provisions mathématiques et ceux issus des tables d'expérience créées dans cette étude. Pour tenir compte des évolutions réglementaires, sur l'âge légal de départ à la retraite, l'IPRIAC doit prévoir au mieux leurs conséquences sur ses comptes et anticiper donc les mouvements futurs. Notre étude actuarielle permettrait d'intégrer les modifications ultérieures du régime de retraites et du statut d'inaptitude à la conduite.

Dans un premier temps, nous aborderons le cadre légale de l'IPRIAC, l'organisme de prévoyance, en précisant les différences entre l'état inaptitude, invalidité ainsi que les critères de passage d'un régime à l'autre.

Dans un second temps, nous détaillerons les données utilisées et vérifierons leurs cohérences pour être utilisées dans les sections suivantes de l'étude. L'ensemble des données proviennent du système de gestion de l'IPRIAC entre le 1 janvier 2015 et le 31 décembre 2019. Cette période ainsi désignée constitue notre période d'observation.

Dans un troisième temps, nous construirons la table d'incidence en inaptitude à la conduite. A cette fin, différents modèles seront mis en œuvre pour évaluer les taux d'incidence à chaque âge des conducteurs et conductrices cotisants. Les taux sélectionnés seront lissés par les

méthodes de lissage de Whittaker-Henderson et P-splines. Une comparaison à l'aide de métrique statistique comme le coefficient de régression R^2 et MAPE permettra de choisir le lissage le plus optimal des taux d'incidences bruts.

Dans un quatrième temps, nous utiliserons les données relatives aux rentiers IPRIAC pour construire une table de sortie dans l'état d'inaptitude à la conduite. Celle-ci sera soumise aux mêmes traitements que la table retenue de la section précédente.

En conclusion de cette étude, nous projeterons l'ensemble des rentiers IPRIAC à l'aide de notre table de sortie, pour pouvoir déterminer l'adéquation des méthodes de calcul des provisions mathématiques de l'organisme de prévoyance.

Section 1 : Cadre général de l'incapacité à la conduite

Cette première section a pour objectif de dresser le cadre général des missions de l'IPRIAC. Aussi devons nous distinguer les différences entre les état d'incapacité, d'invalidité et d'incapacité à un métier en particulier pour comprendre l'activité de cet organisme.

Sous-section 1 : Contexte réglementaire

Définition de l'incapacité :

Une personne est considérée en incapacité de travail lorsqu'elle tombe en arrêt maladie (d'origine privée ou professionnelle) et qu'elle est dans l'incapacité physique d'exercer une activité professionnelle. L'incapacité de travail partielle ou totale est considérée par la Sécurité Sociale comme un état temporaire ne pouvant excéder 3 ans.

L'incapacité ouvrant droit à une indemnité journalière est déclarée par le médecin traitant.

L'indemnité journalière perçue représente 50% du salaire brut journalier sur la base de la moyenne des salaires bruts des 3 mois précédant l'arrêt. La base d'indemnité ne peut excéder 1,8 fois le montant du Plafond Mensuel de la Sécurité Sociale (PMSS), qui s'établissait à 3377 euros en 2019.¹

Définition de l'invalidité :

La Sécurité Sociale définit invalide une personne, qui après un accident ou une maladie d'origine non professionnelle, n'est plus en capacité de travail ou bien que sa rémunération soit réduite d'au moins 2/3 (66%).²

La Sécurité Sociale considère généralement que l'invalidité est la suite de l'état d'incapacité, soit parce que la personne est dans l'état d'incapacité depuis plus de 3 ans, soit que son état s'est consolidé et rentre dans la définition d'invalidité.

Une fois, l'état d'invalidité reconnu par le médecin conseil de la Sécurité Sociale, la personne est assignée dans l'une des 3 catégories définies par la Sécurité Sociale (art 1 341-4).

Il existe 3 catégories d'invalidité³ :

- Catégorie 1 : Si l'individu est capable d'exercer une activité professionnelle rémunérée;
- Catégorie 2 : Si l'individu ne peut plus exercer d'activité professionnelle ;
- Catégorie 3 : Si l'individu ne peut plus exercer d'activité professionnelle et qu'il a besoin de l'aide d'une personne pour l'assister dans les gestes essentiels de la vie courante ;

Une pension d'invalidité est versée au salarié pour compenser la perte de revenus. Son montant est calculé sur la base d'un taux du salaire annuel moyen perçus durant les 10 meilleures années professionnelles. Ce taux varie selon la catégorie de l'invalidité.

¹ www.insee.fr : "Plafond mensuel de sécurité sociale (en euros par mois)"

² www.service-public.fr : " Qu'est-ce que l'invalidité au sens de la sécurité sociale ?"

³ www.ameli.fr : "Le montant de votre pension d'invalidité"

catégorie invalidité	Taux de pension appliqué au salaire de référence
Catégorie 1	30%
Catégorie 2	50%
Catégorie 3	50% + Majoration pour la tierce personne

Tableau 1 - taux de pension pour les catégories d'invalidité⁴

Définition de l'inaptitude à son poste de travail :

Un salarié est déclaré inapte à son poste de travail lorsqu'un médecin du travail juge que son état de santé (physique ou mental) ne lui permet plus d'exercer son métier. Seule la médecine du travail peut constater l'inaptitude d'un salarié à son poste.

Avant de se prononcer sur le fait que le salarié soit inapte à la conduite ou non, le médecin du travail doit faire passer au moins une visite médicale au salarié concerné et réaliser une étude du poste de travail du salarié. Si aucun aménagement du poste n'est possible/réalisable alors le salarié est déclaré inapte à son travail.

L'employeur est dans l'obligation légale de reclasser le salarié considéré comme inapte. Si le reclassement du salarié est impossible, l'employeur est en droit de rompre le contrat de travail. Cependant ce licenciement ne signifie pas que le salarié est inapte à tout travail. Le salarié peut tout de même bénéficier des allocations chômage et retrouver un autre emploi. Par exemple, un conducteur déclaré inapte au métier de la conduite pour des raisons médicales, peut tout de même travailler dans un poste administratif dans l'entreprise.

L'inaptitude au travail est fortement corrélée à la pénibilité. Celle-ci se définit lorsque le salarié est soumis à un risque au travail qui peut lui laisser des séquelles durables, identifiables et irréversibles sur sa santé.

En 2020⁵ La pénibilité se mesure à l'aide de 6 facteurs⁶ :

- Travail de nuit ;
- Travail en équipes successives alternantes (exemple : travail posté en 5x8, 3x8) ;
- Travail caractérisé par la répétition d'un même geste, à une fréquence élevée et sous cadence contrainte;
- Activités en milieu *hyperbare* (lieu où la pression est supérieure à la pression atmosphérique, par exemple : sous l'eau, caisson hyperbare, enceinte de confinement de réacteur nucléaire) ;
- Températures extrêmes ;
- Bruit ;

⁴ www.ameli.fr : "Les pensions d'invalidité : catégories et montants"

⁵ 2017, 10 critères. 2020 plus que 6...

⁶ www.service-public.fr : "Compte professionnel de prévention (C2P)"

Différence entre l'inaptitude à son métier et l'incapacité de travail :

L'inaptitude professionnelle, étudiée dans ce mémoire, est spécifique au seul métier exercé. Un salarié inapte à son métier peut donc continuer de travailler mais dans un autre secteur.

Un exemple: Un coiffeur inapte à continuer son métier dans la coiffure pour cause d'allergie aux produits cosmétiques peut s'occuper de l'accueil du salon ou changer profession.

Dans notre étude, l'état d'inaptitude à la conduite pour les conducteurs de véhicule de plus 3,5 tonnes est considéré comme permanent sans limite dans le temps.

Un conducteur valide mais reconnu inapte à la conduite, ne percevra pas d'indemnité journalière au titre d'incapacité de travail de la part de la Sécurité Sociale. En effet, selon la réglementation le salarié est en mesure d'exercer un autre profession compatible avec son état de santé.

Différence entre l'inaptitude à son métier et l'invalidité au travail :

L'inaptitude au travail n'entraîne pas le statut d'invalidité de la Sécurité Sociale.

Contrairement à l'invalidité, l'inaptitude au travail est liée au poste que le salarié occupe au moment de son accident. Un salarié peut donc être déclaré inapte à son poste mais pas considéré comme invalide. Il peut toujours continuer d'exercer une autre profession. Dans notre étude un conducteur peut être inapte à la conduite mais pas invalide. Par exemple, il n'est plus en état de conduire un véhicule de plus de 3,5 tonnes mais pourra organiser les chargements des véhicules.

Un conducteur peut être inapte à la conduite et aussi invalide. Par exemple : un conducteur devenu tétraplégique, est considéré comme inapte au métier de la conduite tout en étant en invalidité de 3e catégorie.

On retiendra que l'inaptitude à la conduite est relativement similaire à l'invalidité de première catégorie et le salarié en inaptitude à la conduite ne peut plus exercer son métier de chauffeur.

Nous pouvons résumer les différents cas dans le tableau suivant :

Risques	Durée	Continuité de l'activité professionnelle initiale	Possibilité d'une autre activité professionnelle
Incapacité	3 ans	Non	Non
Invalidité catégorie 1	Permanent	Oui	Oui
Invalidité catégorie 2/3	Permanent	Non	Non
inaptitude à la conduite	Permanent	Non	Oui

Tableau 2 - Comparaison entre inaptitude, incapacité et l'invalidité

Sur la base du régime de la Sécurité Sociale , seules l'incapacité et l'invalidité au travail sont éligibles à des indemnités pour les travailleurs rentrant dans ces catégories. Aussi l'absence d'indemnités au titre de l'inaptitude à la conduite pour les conducteurs véhicule de plus de 3,5 tonnes n'étant pas pris en charge par le régime général, l'IPRIAC intervient pour ce risque.

Sous-section 2 : Le régime IPRIAC

Dans ce chapitre nous présentons la mise en place du régime IPRIAC ainsi que ses différentes évolutions.

L'IPRIAC (Institution de Prévoyance d'Inaptitude À la Conduite)

L'IPRIAC est une Institution de Prévoyance (IP) qui gère l'inaptitude à la conduite pour les conducteurs de véhicule de plus de 3,5 tonnes.

En 1980, les partenaires sociaux ont constaté les difficultés de reconversion des personnes travaillant dans le secteur des transports devenus inaptes à la conduite. Pour pallier ce problème, ils ont eu l'idée de mettre en place un régime d'inaptitude à la conduite.

Cette institution va couvrir le risque inaptitude. Cette garantie permet au conducteur en cas d'inaptitude de percevoir une prestation soit sous forme de capital soit sous forme de rente temporaire (sous certaines conditions).

Accord du 24 septembre 1980

Cet accord met en place un régime de prévoyance d'inaptitude à la conduite. Il fixe un taux de cotisation égale à 0,25% du salaire brut toutes tranches confondues.

Seuls les salariés occupant un emploi lié à la conduite relevant de certaines conventions collectives nationales (CCN) peuvent adhérer à l'IPRIAC. Ces CCN sont les suivantes :

- Convention collective des transports routiers et des activités auxiliaires du transport ;
- Convention collective des réseaux de transports publics urbains de voyageurs ;
- Convention collective du personnel des voies ferrées d'intérêt local.

L'inaptitude couverte par l'IPRIAC, à la suite de cet accord, est celle survenue pour des raisons médicales ayant entraîné la perte de l'emploi (de conduite). Cette perte d'emploi peut être la conséquence d'une perte du permis de conduire du fait de l'inaptitude ou à la déclaration du médecin du travail de cette inaptitude.

Le contrat ne couvre pas l'inaptitude due à l'éthylisme, à la mutilation volontaire et des causes médicales déjà présentes lors du dernier renouvellement du permis qui faisaient partie d'affections incompatibles avec la délivrance/maintien du permis.

Une commission médicale, composée de 3 médecins, dont 2 désignés par l'IPRIAC et un médecin du travail spécialiste du secteur, est seule à statuer sur la prise en charge ou non par le régime de l'inaptitude définitive à la conduite des salariés.

Les bénéficiaires du régime sont les salariés reconnus par la commission médicale comme inaptes à la conduite et justifiant d'une ancienneté minimum de quinze ans en tant que conducteurs.

L'indemnité versée est calculée, à la date de reconnaissance de l'inaptitude du salarié par la commission médicale de la manière suivante:

- Si le salarié a entre 50 ans et 55 ans alors il percevra 25% de sa dernière rémunération pendant 2 ans puis 35% de celle-ci ;
- Si le salarié a 55 ans et plus alors il percevra 25% de sa dernière rémunération pendant 3 ans puis 35% de celle-ci.

Avenant numéro 4 du 19 avril 2004

Après 25 ans de fonctionnement du régime, les partenaires sociaux ont considéré qu'il fallait intégrer une évolution sociale du régime.

Il a été décidé d'abaisser l'âge de prise en compte des bénéficiaires du régime. Ainsi les bénéficiaires du régime sont les salariés reconnus inaptes par la commission médicale et justifiant d'une ancienneté minimum.

Le critère d'ancienneté minimum varie selon les âges:

- 15 ans si le salarié reconnu inapte par la commission médicale est âgé de 50 ans ou plus ;
- 16 ans si le salarié reconnu inapte par la commission médicale est âgé entre 49 ans et à moins de 50 ans ;
- 17 ans si le salarié reconnu inapte par la commission médicale est âgé entre 48 ans et à moins de 49 ans.

De plus, la prestation en cas d'inaptitude évolue. Cet avenant modifie le montant des prestations. Les salariés, reconnus inaptes par la commission médicale, peuvent bénéficier d'une prestation égale à 35% de leurs dernières rémunérations.

Avenant numéro 6 du 22 septembre 2010

Suite à une progression à la hausse continue du nombre de bénéficiaires et du fait que le régime soit entré en phase de décroissance, il a été décidé par les partenaires sociaux d'abaisser l'âge des conducteurs pouvant bénéficier de ce régime.

En plus des critères d'ancienneté de l'avenant numéro 4 du 19 avril 2004, les critères suivants sont ajoutés :

- 18 ans si le salarié reconnu inapte par la commission médicale est âgé entre 47 ans et à moins de 48 ans ;
- 19 ans si le salarié reconnu inapte par la commission médicale est âgé entre 46 ans et à moins de 47 ans.

Avenant numéro 7 du 20 avril 2016

Cet avenant a pour but de modifier le taux de cotisation qui passe de 0,25% à 0,35%.

De plus, cet avenant ajoute les conducteurs de la Convention collective des activités du déchet (3811Z - Collecte des déchets non dangereux). Les critères d'âge et d'ancienneté disparaissent pour laisser place au point d'activité IPRIAC.

Ainsi le montant des prestations n'est plus défini en fonction de l'âge et de l'ancienneté mais du nombre de points d'activité IPRIAC que possède le salarié.

Le montant est :

- De 0 à 1200 points, le salarié perçoit un capital égal à 1/12 de son salaire de référence ;
- De 1201 et 1800 points, le salarié perçoit un capital égal à 2/12 de son salaire de référence;
- À partir de 1801 points le salarié bénéficie d'une rente annuelle égale à 35% de son salaire de référence.

Le salaire de référence est égale au salaire brut ayant donné lieu à la cotisation de la garantie sur les 12 mois précédant la rupture du contrat de travail. Le nombre de points IPRIAC est fonction du salaire sur lequel sera indemnisé le salarié inapte. Le calcul des points IPRIAC est réalisé en fonction de l'année de rémunération.

Un taux de revalorisation des prestations est fixé par le conseil d'administration de l'institution au moins une fois par an, le 1er juillet de chaque année. Ce taux de revalorisation tient compte des ressources de l'institution, dont le principale indicateur est l'accroissement annuel de la masse salariale moyenne par cotisant. Ce taux de revalorisation ne peut être inférieur au taux d'accroissement annuel de l'indice des prix à la consommation, hors tabac, de l'année précédente.

La date de mise en place de cet avenant est le 1er janvier 2017.

Ainsi pour les années antérieures au 1er janvier 2017, le nombre de point IPRIAC est calculé comme suit :

Rémunération annuelle soumise à cotisation au régime	Nombre de points d'activité attribués pour l'année (arrondi au centième supérieur)
Comprise entre 0 et 1 SMIC Annuel	120 points x (les éléments de rémunération soumis à cotisation divisés par le SMIC annuel)
Comprise entre 1 SMIC Annuel et 1 PASS	120 points
Comprise entre 1 PASS et 4 PASS	120 points + ((les éléments de rémunérations soumis à cotisation moins 1 PASS) x 24 / (3 x PASS)) points
Au-delà de 4 PASS	144 points

Tableau 3 - Calcul du nombre de points IPRIAC avant 1er janvier 2017

On précise que le SMIC annuel et le Plafond Annuel de la Sécurité Sociale (PASS) correspondent à ceux de l'année du versement de la rémunération.

À compter du 1er janvier 2017, les points IPRIAC sont calculés comme suit:

Rémunération totale sur les N mois de l'année A soumise à cotisation au régime	Nombre de points d'activité attribués pour l'année (arrondi au centième supérieur)
Comprise entre 0 et N SMIC Mensuel	N*10 points x (les éléments de rémunération soumis à cotisation divisés par N* SMIC mensuel)
Comprise entre N SMIC Mensuel et 1 PMSS	N*10 points
Comprise entre N PMSS et N*4 PMSS	N*10 points + ((les éléments de rémunérations soumis à cotisation moins N PMSS) x 2 / (3 x PMSS)) points
Au-delà de N*4 PMSS	N*12 points

Tableau 4 - Calcul du nombre de points IPRIAC au 1er janvier 2017

Conditions de fin du versement des prestations

Selon le règlement intérieur de l'IPRIAC la prestation cesse d'être versée si ⁷:

- À l'âge à compter duquel le participant peut ouvrir ses droits à pension vieillesse de base. L'IPRIAC considère que l'âge est à 62 ans.
- À la date de prise en charge du participant par le régime UNEDIC (Union National interprofessionnel pour l'Emploi dans l'Industrie et le Commerce) dans le cadre de la garantie de ressources ou tout autre régime qui lui serait substitué ;
- À la date de reprise d'une activité professionnelle du participant dans un des emplois de conduite du contrat ;
- À la date de fin de l'inaptitude ayant entraîné la perte de l'emploi de conduite ;

⁷Règlement intérieur IPRIAC

- Si le bénéficiaire est reclassé et que son salaire excède 90% de son ancien salaire ;
- À la date du décès du participant.

L'évolution du nombre de cotisants, les changements d'âge légale de départ à la retraite et les modifications du régime maladie de la Sécurité Sociale conduisent l'IPRIAC à mener des travaux sur l'évolution de son régime.

Sous-section 3 : L'enjeu pour l'institution IPRIAC

Ce chapitre explique l'intérêt pour l'IPRIAC de disposer de tables d'entrée et de sortie en inaptitude. De telles tables permettraient à cette institution d'appréhender au mieux le nombre d'entrées de conducteurs et conductrices dans l'état d'inaptitude à la conduite et leurs durées d'indemnisation.

Les entreprises cotisantes et les conducteurs cotisants au régime

Dans cette section, à travers différentes figures, nous visualiserons l'implantation géographique de l'ensemble des cotisants de l'IPRIAC et l'évolution du nombre de conducteurs affiliés au régime.

En 2019, l'IPRIAC représentait :

- un chiffre d'affaire de 33,6 millions d'euros ;
- 17 679 entreprises cotisantes ;
- 351 418 cotisants.

Les entreprises adhérentes sont réparties en France de la manière suivante :



Figure 1 - Répartition des entreprises cotisantes par région

Nous notons près de 2839 entreprises en Île-de-France et 2403 en Auvergne-Rhône-Alpes ce qui représente 30% des entreprises cotisantes.

On remarque que près de 3 286 entreprises cotisantes au régime IPRIAC se trouvent au Nord-Est et 3305 au Sud-Est de la France.

Ces chiffres sont le reflet de la concentration des entreprises de transport routiers

Les cotisants au régime IPRIAC se répartissent sur le territoire français de la manière suivante:



Figure 2 -Répartition des effectifs salariés par région

Sur cette carte, la répartition des cotisants par région est sensiblement la même que celle des entreprises cotisantes. En effet, la majorité des conducteurs se trouvent au Nord-Est et au Sud-Est. La région Île-de-France et Auvergne-Rhône-Alpes représentent, encore, environ 30% des cotisants.

L'IPRIAC étant l'institution dédiée au régime d'invalidité à la conduite, elle possède un historique assez conséquent en termes de cotisants et de connaissance du risque. Par ailleurs, cet organisme connaît le nombre d'entreprises adhérentes depuis 1987, ce qui lui permet d'être proche de l'évolution de ce secteur qu'est le transport routier.

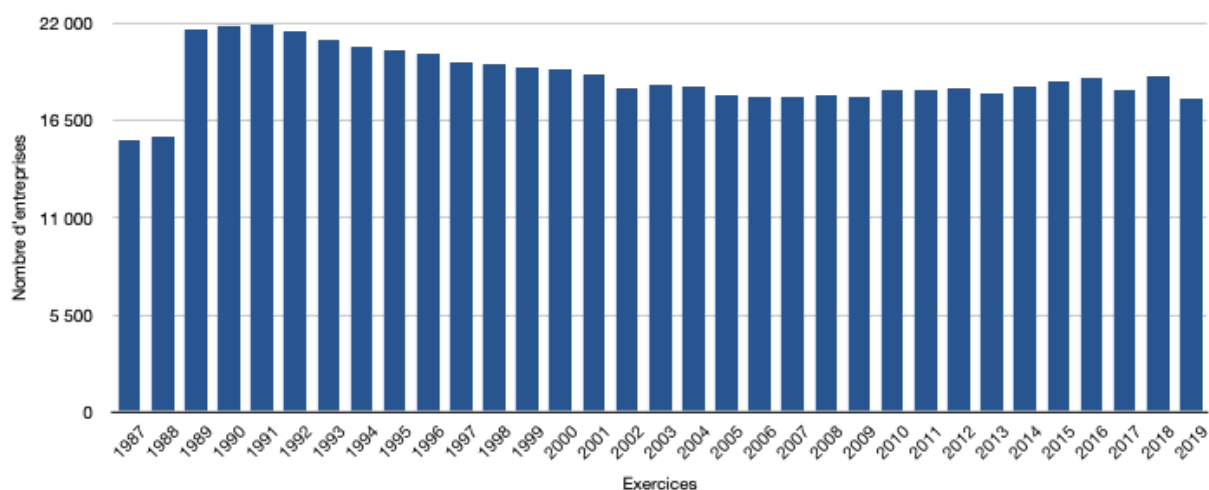


Figure 3-Nombre d'entreprises cotisantes par exercice

Depuis la mise en place du régime en septembre 1980, le nombre d'entreprises adhérentes est resté relativement stable, autour des 18 000, avec un pic en 1991 avec près de 22 000 entreprises adhérentes cette année-là. Ce qui signifie que le secteur des transports routiers est suffisamment concentré.

À contrario de la tendance du nombre d'entreprises cotisantes, le nombre de conducteurs cotisants n'a, quant à lui, cessé de progresser.

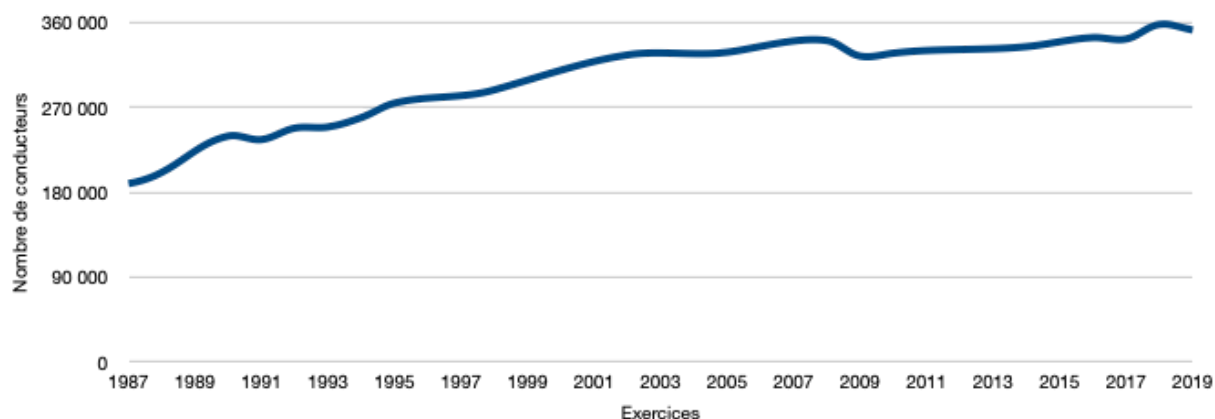


Figure 4 - Nombre de conducteurs cotisants

En 2019, l'IPRIAC compte 162 661 cotisants supplémentaires comparé à 1987 (188 757 cotisants cette année-là) ce qui représente une hausse de plus de 86% en 30 ans, avec une plus forte hausse pendant les 20 premières années. Cette hausse manifeste le besoin de conducteurs dans le secteur des transports en développement continue.

Cependant, depuis 2002 le nombre de conducteurs adhérents au régime semble se stabiliser autour de 330 000.

Au 31 décembre 2019, la répartition des entreprises cotisantes et des conducteurs étaient la suivante :

Secteur d'activité	Entreprises	Conducteurs
Transports de marchandises	83 %	66 %
Transports de personnes :	12 %	28%
Urbains	2%	10%
Voyageurs	10%	18%
Activités du déchet	2 %	3 %
Autres	2 %	3 %

Tableau 5 - Répartition par secteur d'activité

Le secteur du transport de marchandises représente près de $\frac{3}{4}$ des entreprises cotisantes ainsi que $\frac{2}{3}$ des conducteurs cotisants. Le secteur des activités du déchet, éligible au régime IPRIAC par l'avenant du numéro 7 du 20 avril 2016, ne représente que 2% des entreprises et 3% des conducteurs mais cela est amené rapidement à évoluer.

Les secteurs du transport de marchandises et ceux de personnes regroupent 95% des entreprises cotisantes et presque tout autant de conducteurs cotisants.

Maintenant que nous disposons d'une vue d'ensemble des cotisants, nous abordons les bénéficiaires de ce régime, à savoir les conducteurs rentiers percevant une pension de la part de l'IPRIAC ou percevant un capital.

Les bénéficiaires du régime

Depuis 1983, le nombre de bénéficiaires n'a cessé d'augmenter.



Figure 5- Nombre de bénéficiaires du régime IPRIAC

Après une augmentation importante dans les années 1980-1990 du fait de la mise du régime. L'évolution des rentiers semble progresser à un rythme plus lent pour atteindre en 2019, 2717 bénéficiaires.

Depuis le début du régime, 15 070 dossiers ont fait l'objet d'une fermeture. Seuls 78 font suite à une reprise d'activité (soit 0,5%). Ce chiffre démontre que l'hypothèse, faite par l'IPRIAC sur le caractère définitif d'inaptitude à la conduite, est cohérente.

La croissance du nombre de bénéficiaires n'est pas corrélée à la durée d'indemnisation des rentiers. En effet, certains rentiers quitteront le régime pour un départ à la retraite ou un reclassement...

Par ailleurs, les personnes reconnues inaptes peuvent percevoir une rente jusqu'à l'ouverture de leur droit retraite. Bien que l'IPRIAC considère qu'un départ en retraite survient à 62 ans, les rentiers peuvent sous certaines conditions passer en retraite bien avant cet âge. Cela est dû à divers dispositifs de retraite anticipée mis en place.

A. Le premier dispositif de départ à la retraite anticipée pour carrière longue

Dans ce secteur d'activité qu'est le transport routier, de nombreux conducteurs ont commencé leur carrière jeune. Ils peuvent donc bénéficier d'un départ à la retraite anticipée pour carrière longue, ainsi l'IPRIAC ne les indemnise pas jusqu'à 62 ans.

Ce dispositif permet de bénéficier d'un départ en retraite avant l'âge l'égale de 62 ans si le cotisant :

- A commencé à travailler avant 20 ans ;
- A un nombre minimum de trimestres d'assurance retraite cotisés ;
- Justifie un nombre minimum de trimestres de retraite avant un certain âge.

Les conditions de départ varient en fonction de l'année de naissance, l'âge de départ en retraite envisagé et l'âge de début de travail⁸ :

Année de naissance	Âge de départ à la retraite envisagé (à partir de)	Durée d'assurance minimale cotisée (en trimestres)
1959	57 ans et 8 mois	175
	60 ans	167
1960	58 ans	175
	60 ans	167
1961, 1962 ou 1963	58 ans	176
	60 ans	168
1964, 1965 ou 1966	58 ans	177
	60 ans	169
1967, 1968 ou 1969	58 ans	178
	60 ans	170
1970, 1971 ou 1972	58 ans	179
	60 ans	171
À partir de 1973	58 ans	180
	60 ans	172

Tableau 6 - Condition de départ en retraite anticipée pour carrière longue

⁸ www.service-public.fr : “Retraite anticipée pour carrière longue du salarié”

B. Le second dispositif de départ en retraite anticipée pour incapacité permanente

En 2010, la réforme de retraite met en place un dispositif pour les salariés justifiant d'un âge supérieur à 60 ans et un taux d'incapacité permanent dû à une maladie professionnelle ou à un accident du travail. Le taux d'incapacité permanente doit être au moins égale à 20% ou compris entre 10% et 20%.

Si le taux est compris entre 10% et 20%, le salarié doit avoir été exposé au minimum 17 ans à un ou plusieurs facteurs de risque professionnels et démontrer que son incapacité permanente est dû à son travail.

Dans le cadre de ce mémoire, nous prenons en compte que certains bénéficiaires sont éligibles au régime de retraite bien avant l'âge légal de 62 ans et ce quelque soit le motif. Leurs données seront utilisées lors de la création des tables de sortie en inaptitude (voir la section 4).

Dans cette première section nous avons posé le cadre réglementaire de l'inaptitude à la conduite spécifique au régime IPRIAC. Nous allons maintenant étudier les bases de données des cotisants et des bénéficiaires en contrôlant la qualité des données obtenues.

Section 2 : Données et Analyses

Les données utilisées pour ce mémoire sont issues des bases de données des cotisants et des bénéficiaires du régime IPRIAC. Elles proviennent du portefeuille entre le 1er janvier 2015 et le 31 décembre 2019, correspondant à la période d'observation de notre étude. La date du 1er janvier 2015, permet d'obtenir une population homogène en termes de profil de risque. Au-delà, du 31 décembre 2019 les données n'auraient pas été complètes pour notre étude.

Sous-section 1 : Description des données

2.1.1 Base des cotisants

Comme cela a été déjà dit en introduction, les données sur lesquelles le mémoire est réalisé sont celles des salariés cotisants et bénéficiaires du régime IPRIAC entre le 1er janvier et le 31 décembre 2019.

Pour chaque cotisants, la base contient les informations suivantes:

- L'identifiant interne du contrat ;
- Le numéro de sécurité sociale ;
- La date de naissance ;
- Le nombre de points IPRIAC du salarié au 31 décembre 2019 ;
- La date de début des cotisations ;
- La date de fin des cotisations (si renseigné) ;
- Le sexe ;
- Le salaire moyen sur les années de cotisation ;
- Le code PCS ESE, nomenclatures des professions et catégories socioprofessionnelles des emplois salariés des employeurs privées et publics.

Dans le cas où la date de naissance est non renseignée, le numéro de Sécurité Sociale a été utilisé pour retrouver l'année et le mois de naissance. Il a été supposé que les individus étaient nés en milieu de mois dans ce cas, soit le 15.

Le code PCS ESE bien qu'important n'apparaît pas comme déterminant car près de 95% des conducteurs appartiennent à la même catégorie.

Avant tout retraitement la base contient 633 173 cotisants.

Afin de vérifier la cohérence de la base de données divers tests ont été réalisés :

- Un test d'unicité sur le numéro de Sécurité Sociale a été effectué. Aucun doublon n'est apparu. Cela signifie que chaque cotisant apparaît bien une seule et unique fois.
- Un test de cohérence est réalisé entre la date de début de cotisation et la date de naissance. Si la date du début des cotisations est antérieure à la date de naissance nous supprimons la ligne en question. Aucune incohérence de ce type n'est présente dans la base.

- Un test de cohérence est réalisé entre la date de fin de cotisation et la date de naissance. Si la date de fin des cotisations est antérieure à la date de naissance nous supprimons la ligne en question. Aucune incohérence de ce type n'est présente dans la base.
- Un test de non nullité du salaire moyen. Pour les cotisants dont le salaire est nul, il a été décidé de le remplacer par le salaire médian des autres cotisants, soit 2553€.. Cela représente 167 individus, ce qui représente moins de 0,03% de la base de donnée a ce stade. Le nombre d'individu concerné par ce test, n'étant pas important, il n'impacte pas la suite de notre étude.

De plus, l'IPRIAC ne verse une rente que lorsque le nombre de points est supérieur à 1800. Il a donc été décidé de ne garder que les cotisants avec plus de 1800 points. Cette maille de filtrage a été appliquée en supplément d'autres indicateurs qui restent internes à l'institution.

Après les tests et les filtrages de la base de données il reste 133 898 cotisants, soit 21% des données d'origine.

2.1.2 Base des bénéficiaires

La base des rentiers contient l'ensemble des rentiers entre le 1er janvier 2015 et le 31 décembre 2019.

Pour chaque rentier, la base contient les informations suivantes :

- L'identifiant interne du contrat ;
- Le numéro de sécurité sociale ;
- La date de naissance ;
- Le nombre de points IPRIAC du rentier au 31 décembre 2019 ;
- La date de début des cotisations ;
- La date de reconnaissance de l'inaptitude ;
- L'état du sinistre (clos ou ouvert) ;
- La date de clôture (si renseigné) ;
- Le motif de fin ;
- Le sexe.

Le motif de fin est une variable avec plusieurs modalités. Celles-ci et la décision prise pour créer une base de données avec des rentiers homogène sont présentées dans le tableau suivant:

Motif de fin	Nombre	Sélectionnée	Commentaires
Décès de l'assuré	26	Oui	Le rentier est décédé
Passage en retraite	141	Oui	Le rentier sort pour cause de passage en retraite.
Refus divers	120	Non	Un refus à été émis par la commission médicale et/ou gestion car le salarié ne rentrai pas dans les conditions d'inaptitude (lié à âge avant avril 2016, code emploi/naf, salariés sortie des effectifs...).
Reprise du travail	17	Oui	Le rentier à été reclassé ou a repris le travail.
Non Applicable (NA)	1403	Oui	Le rentier est toujours en inaptitude au 31 décembre 2019.

Tableau 7 - Motif de fin de versement des rentes

Pour le service de gestion, si le motif de fin est « NA » mais que la colonne « État du sinistre » est égale à « clos » avec une date de clôture alors, la ligne est à considérer comme une personne retraitée. Cela nous paraît être une erreur lors du transfert de données et/ou de la saisie par les chargés de gestion. Aussi les lignes correspondant à ce cas, seront modifiées. Leurs motif de fin changera en « passage en retraite ».

Au vu du nombre de cas de reprise de travail ou de reclassement soit un total de 17 rentiers et du rapport interne de l'IPRIAC concernant le nombre de rentiers reclassés ou ayant repris le travail (sous-section 1.2.2), il a été décidé de les supprimer.

Un test de cohérence à été réalisé entre la date de reconnaissance de l'inaptitude et la date du 31 décembre 2019. Il y a 181 lignes avec une date de reconnaissance de l'inaptitude postérieure à celle du 31 décembre 2019. En effet le service prestation avait fourni une base rentier courant 2021. Ces lignes sont donc supprimées car elles n'appartiennent pas à notre période d'observation.

Avant retraitement la base contient 1707 lignes et après retraitement il en reste 1389 lignes dont 1073 dossiers toujours ouverts au 31 décembre 2019.

Dans la Section 4, cette base de données sera utilisée pour construire une table de sortie en inaptitude à la conduite par âge.

Sous-section 2 : Création de variables

2.2.1 Base des cotisants

La base de cotisants contient tous les cotisants qui pourraient bénéficier d'une rente s'ils étaient reconnus inaptes à la conduite par la commission médicale en date du 31 décembre 2019.

À l'aide de la base des rentiers, présentée dans le chapitre suivant, il est possible de savoir le nombre de cotisants tombés en inaptitude. Ainsi on a créé une variable qui nous indique si le salarié cotisant est tombé en inaptitude. On récupère la date de reconnaissance de l'inaptitude. Au final, il y a 1666 cotisants, devenus inaptes à la conduite durant la période d'observation.

D'autres variables sont aussi créées :

- Âge du début de cotisation :

Cet âge est égal à :

$$\frac{\text{La date de début des cotisations} - \text{date de naissance}}{365,25}$$

- Âge de fin de cotisation:

Cet âge est égal à :

$$\frac{\min(\text{La date de fin des cotisations}, \text{date de reconnaissance de l'inaptitude}) - \text{date de naissance}}{365,25}$$

En plus de ces variables, deux autres sont créées: une variable de censure et une de troncature. Elles permettront d'implémenter des modèles de durée. Dans la troisième section, elles seront détaillées.

Afin d'obtenir une vision globale de nos données nous allons effectuer des statistiques descriptives.

2.2.2 Base des bénéficiaires

Comme déjà mentionné dans la section précédente, la base des rentiers contient tous les rentiers bénéficiant d'une rente IPRIAC entre le 1er janvier 2015 et le 31 décembre 2019.

D'autres variables sont aussi créés:

- Âge d'entrée en inaptitude :

cet âge est égal à : $\frac{\text{La date de reconnaissance de l'inaptitude} - \text{date de naissance}}{365,25}$

- Âge de fin de versement de rente:

cet âge est égal à : $\frac{\min(\text{date de clôture}, 31 \text{ décembre } 2019) - \text{date de naissance}}{365,25}$

- Âge de début d'observation:

cet âge est égal à : $\frac{\text{La date du début des cotisations} - \text{date de naissance}}{365,25}$

- La durée passé en inaptitude correspond :
âge de fin de versement de rente – l'âge d'entrée en inaptitude

En plus de ces variables, deux autres sont créées: une variable de censure et une de troncature. Elles permettront d'implémenter des modèles de durée. Dans la troisième section, elles seront détaillées.

Afin d'obtenir une vision globale de nos données nous allons effectuer des statistiques descriptives.

Sous-section 3 : Statistiques

2.3.1 Bases des cotisants

Avec la base des cotisants, crée dans les paragraphes précédentes, le graphique suivant montre la répartition des effectifs selon le sexe est produit :

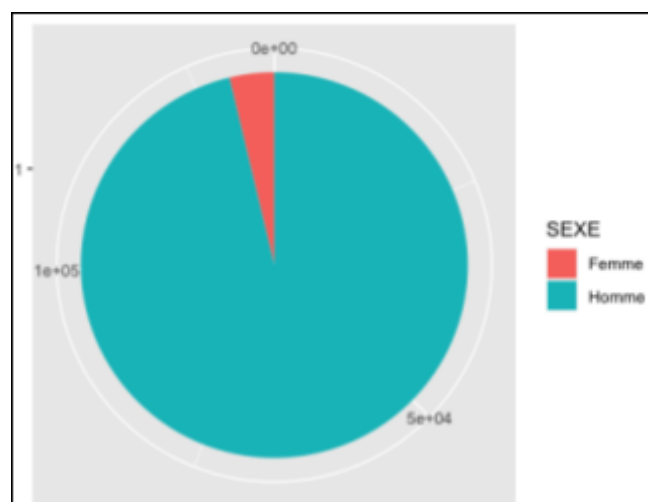


Figure 6 -Répartition selon le sexe

Nous constatons que 96% des cotisants au régime sont des hommes puisque les métiers de conduite de véhicule lourds sont principalement occupés par des hommes.

La pyramide des âges femmes et hommes à la souscription est la suivante :

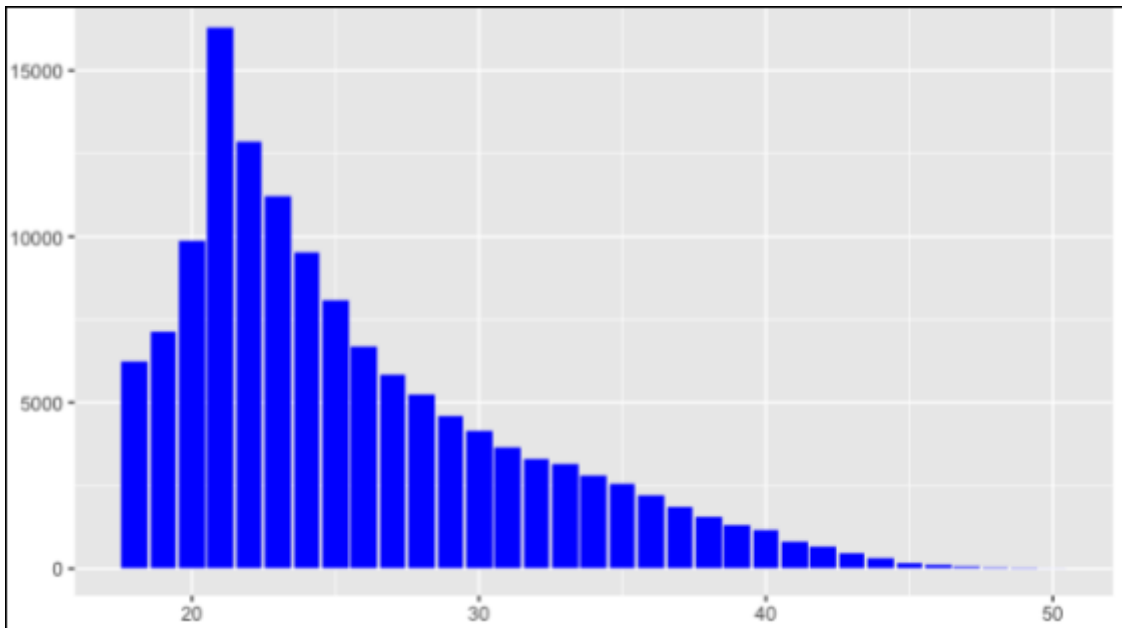


Figure 7 - Pyramide des âges à la souscription

Une grande partie des cotisants ont adhéré au régime IPRIAC entre 20 et 30 ans. Ces individus, cotisant au début de leurs carrières de conducteur, pourront bénéficier d'une rente IPRIAC. Nous rappelons que pour être éligible à une rente, le cotisant doit détenir 1800 points. Sur la base d'un salaire compris entre un smic annuel et 1 PASS, il faut donc 15 ans de cotisation (voir tableau 3 et 4).

Il sera donc difficile pour les conducteurs, ayant commencé leur carrière de chauffeur assez tard, d'obtenir le nombre de points suffisants pour bénéficier d'une rente IPRIAC en cas d'inaptitude à la conduite.

La pyramide des âges au 31 décembre 2019 est la suivante:

Figure 8 - Pyramide des âges
au 31 décembre 2019

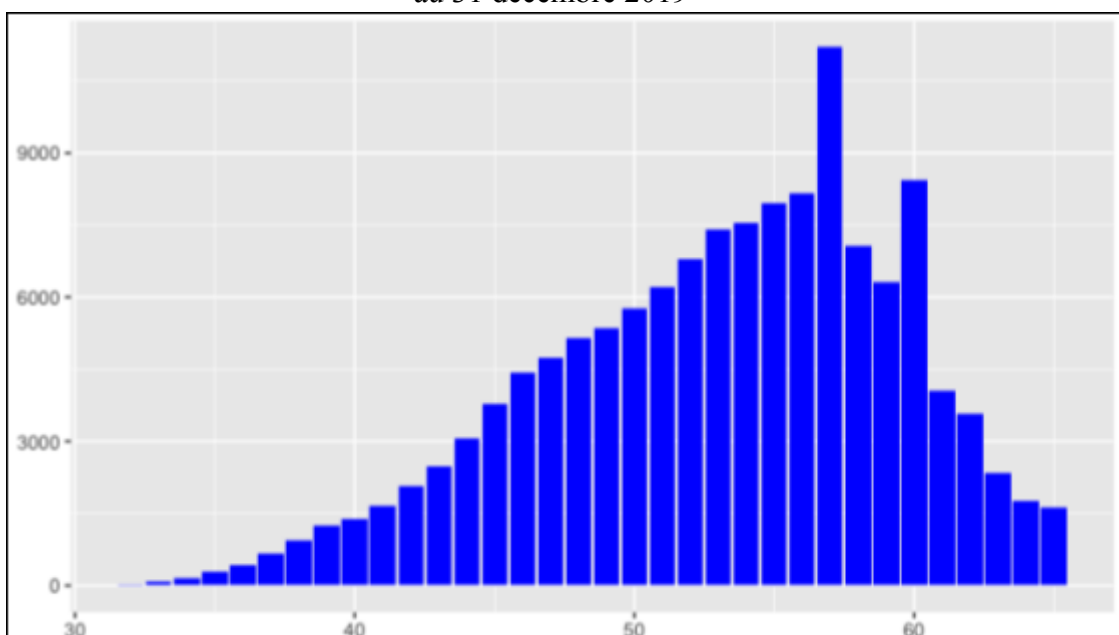


Figure 8 - Pyramide des âges au 31 décembre 2019

Au 31 décembre 2019, la majorité des cotisants est âgée de 50 ans à 60 ans.

Au vu des données des cotisants et des traitements réalisés, nous pouvons considérer les données stables et cohérentes. En effet, la base des cotisants contient une population relativement homogène en termes de risque.

Dans la Section 3, cette base de données sera utilisée pour construire une table d'entrée en inaptitude à la conduite par âge.

2.3.3 Base des bénéficiaires

Avec la base des bénéficiaires d'une rente IPRIAC, crée dans les paragraphes précédentes, le graphique suivant montre la répartition des effectifs selon le sexe:

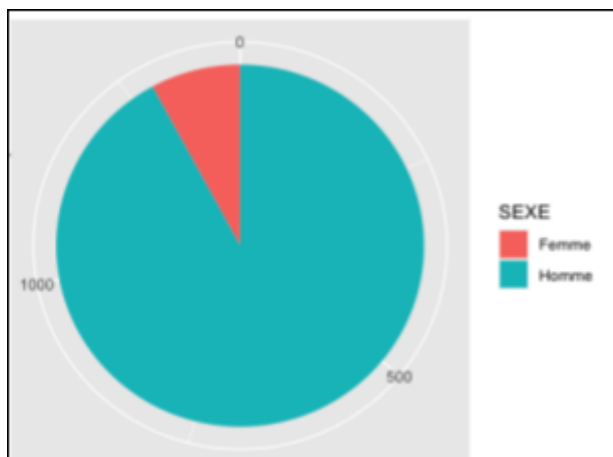


Figure 9 - Répartition selon le sexe

Nous observons que 92% des bénéficiaires du régime de l'IPRIAC sont des hommes. La répartition entre les sexes est inégale mais reste cohérente avec celle présente dans la base des cotisants où 96% des cotisants était des hommes.

Voici la pyramide des âges à l'entrée de l'inaptitude:

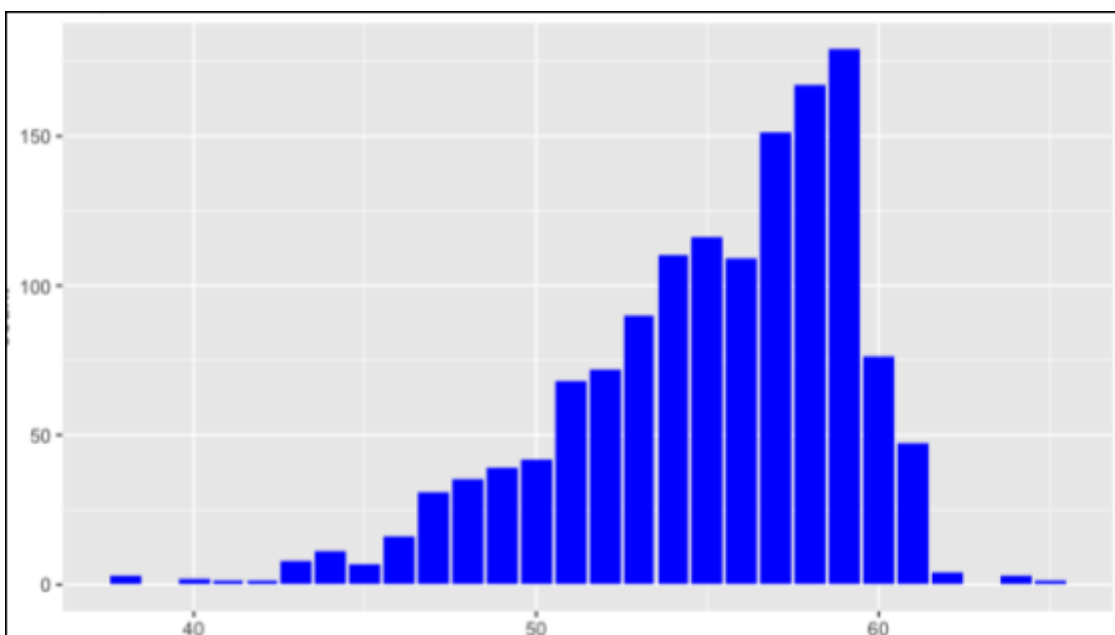


Figure 10 - Pyramide des âges à l'entrée en inaptitude

Nous constatons que la majorité des rentiers devient inapte après 50 ans. Un pic d'entrée se situe autour des 58 ans.

Ces chiffres s'expliquent par la pénibilité physique du travail de conducteur, dont les conditions difficiles de travail agissent sur leurs organismes. Conduire durant des heures, dans un habitacle, sur plusieurs années impacte sur leur santé physique et psychique.

La Pyramide des âges des rentiers au 31 décembre 2019 est la suivante:

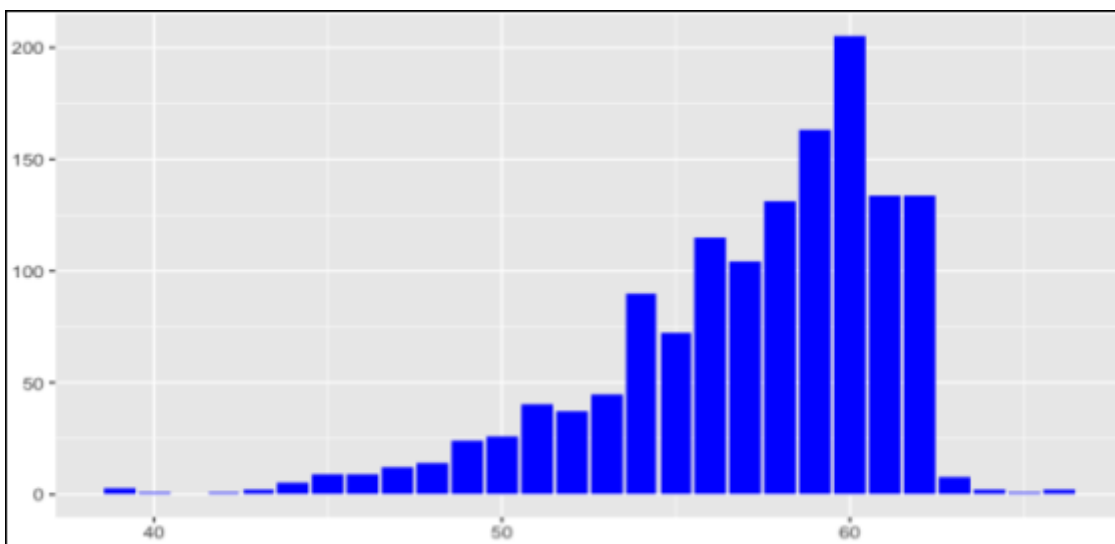


Figure 11 - Pyramide des âges des rentiers au 31 décembre 2019

Une similitude apparaît entre les deux derniers histogrammes. Durant la période d'observation, peu de sorties de l'état de rentiers sont constatés. En effet, sur les 1389 rentiers présents dans la base de données, il y a 1073 rentiers percevant encore des prestations de l'organisme.

De plus, sur les 299 rentiers dont le versement de prestation s'est arrêté au cours de la période d'observation, l'âge moyen de départ est de 60 ans et 11 mois et l'âge médian est de 62 ans. Les raisons d'un âge différent de 62 ans, âge légale de la retraite, sont :

- Il y a un nombre important de décès qui surviennent parmi les rentiers soit 26 sur 299;
- Les différents dispositifs de départ en retraite anticipée présentés en Section 1, mis en place par l'État, permettent à de nombreux salariés de partir avant l'âge légal pour carrière longue et/ou incapacité permanente;
- Certains conducteurs sont reclassés.

Dans cette deuxième section nous avons constitué nos bases de données de cotisants et de rentiers. Maintenant, nous connaissons la répartition en terme d'âge, de sexe de la population de conducteurs de véhicules de plus de 3,5 tonnes.

Section 3 : Création d'une table d'entrée en inaptitude

Dans cette section, différentes méthodes et plusieurs modèles de durée vont être utilisés afin d'estimer des taux brut d'entrée en inaptitude par âge et ainsi créer une table d'incidence.

Comme déjà mentionné plus haut, les données utilisées seront celles de la table des cotisants avec un nombre de points IPRIAC supérieur à 1800.

Sous-section 1 : Notions de censure et de troncature

Dans les modèles de durée, la durée de vie (ou de cotisation) d'un individu est étudiée. Cette durée peut ne pas être observée entièrement à cause de diverses raisons et notamment le fait que la période d'observation est restreinte par rapport à la durée des phénomènes observés. La censure et la troncature sont deux phénomènes qui apparaissent dans ce cas.

3.1.1 La censure

La censure survient lorsque l'information sur la durée de vie est incomplète. Une idée "naïve" serait de retirer les individus censurés cela amènerait à implémenter des modèles sur peu de données et des durées de vie très courtes. En réalité, une observation même incomplète est porteuse d'information. En effet, la date de mort (ou de fin de cotisation) est inconnue mais l'individu a survécu (ou à cotisé) jusqu'à un certain temps t , date de fin d'observation. Ce type de censure est appelé « censure à droite ».

La censure peut survenir dans divers cas:

- En cas de rupture du contrat d'assurance ;
- Pas d'observation après le temps t car il s'agit de la fin d'observation (ou d'extraction de la donnée) ;
- Le dossier n'est pas suivi ;
- Défaillance du système d'information.

En notant (T_1, \dots, T_n) la variable d'intérêt et (C_1, \dots, C_n) la variable de censure.

Il est observé pour chaque individu i

$$Y_i = \inf(C_i, T_i)$$

$$\delta_i = 1_{T_i \leq C_i}$$

Donc $\delta_i = 0$ si l'individu est censuré car une durée incomplète est observé

$\delta_i = 1$ si l'observation est complète.

3.1.2 La troncature

Le phénomène de troncature apparaît lorsque la date de l'événement de la variable d'intérêt est déjà survenue avant même le début d'observation.

Typiquement la troncature apparaît si l'individu décède (ou entre en inaptitude) avant la date de début d'observation. En effet ne pas tenir compte de la troncature conduirait à retirer de l'étude toutes les personnes pour lesquelles le risque étudié est déjà survenu.

Les variables créées dans ce chapitre serviront à la mise en place des modèles.

Sous-section 2 : Estimation des taux d'entrée en inaptitude

3.2.1 Méthode de Hoem⁹

La méthode de Hoem est une méthode non paramétrique prenant en compte la censure et la troncature présentes dans les données.

Pour appliquer ce modèle, il faut considérer que chaque individu n'est exposé au risque d'entrée en inaptitude entre l'âge x et $x+1$ que durant sa période d'observation, qui correspond ici à la période de cotisation. Cela permet donc de pondérer chaque cotisant par sa durée de présence.

L'exposition au risque à l'âge x pour une année T représente le temps qu'un assuré passe réellement vivant et apte à la conduite à l'âge x pendant cette année T .

L'exposition central au risque à l'âge x , représentant la somme des expositions au risque de chaque individu d'âge x , pour chaque âge présent dans la manière suivante :

$$e_x^c = \sum_{k=1}^{n_x} \max[0, \min(y_k, x + 1) - \max(x_k, x)]$$

avec x_k (resp. y_k) l'âge de début (resp. de fin) de cotisation du k -ème assuré. Il s'agit de la somme des durées vécues par l'ensemble des individus sur la tranche d'âge $[x, x + 1[$.

On note:

- n_x : le nombre d'individus vivants et apte à la conduite à l'âge x ;
- D_x : Le nombre de reconnaissances d'inaptitude observé entre $[x, x+1[$ (d_x la réalisation de D_x) ;
- $[\alpha_k, \beta_k] \subset [x, x + 1]$ est l'intervalle de temps pour lequel l'assuré k est observé ;
- X_k : La variable aléatoire correspondant au k -ième individu d'âge $x + \alpha_k$ et indiquant l'entrée en inaptitude.

⁹Frédéric PLANCHET, Modèle de durée 'Tables de mortalité'

$X_k \sim \text{Bernoulli}(\beta_k - \alpha_k q_{x+\alpha_k})$ où ${}_t q_x$ est la probabilité pour un individu d'âge x de tomber en inaptitude avant $x + t$ ($t \in [0, 1]$).

Pour appliquer ce modèle plusieurs hypothèses sont faites :

- ${}_t q_x = tq_x$, hypothèse que la probabilité d'entrée en inaptitude avant l'âge $x+t$ est linéaire dans le temps ;
- Il est supposé que les X_k pour $k=1, \dots, n_x$ sont indépendants.

Donc

$$E(X_k) = (\beta_k - \alpha_k)q_x$$

et

$$D_x = \sum_{k=1}^{n_x} X_k$$

Ainsi on a que

$$E(D_x) = E\left(\sum_{k=1}^{n_x} X_k\right) = \sum_{k=1}^{n_x} E(X_k) = \sum_{k=1}^{n_x} (\beta_k - \alpha_k)q_x$$

On suppose que $\sum_{k=1}^{n_x} (\beta_k - \alpha_k) \neq 0$,

Ainsi, on obtient ainsi le taux d'entrée en inaptitude q_x à l'âge x

$$q_x = \frac{E(D_x)}{\sum_{k=1}^{n_x} (\beta_k - \alpha_k)}$$

En appliquant la loi des grands nombres, l'estimateur du taux d'incidence \hat{q}_x à l'âge x est

$$\hat{q}_x = \frac{d_x}{\sum_{k=1}^{n_x} (\beta_k - \alpha_k)}$$

Cet estimateur est sans biais, convergent et asymptotiquement normal.

C'est à dire que :

- $E(\widehat{q}_x) = q_x$ car $E(\widehat{q}_x) = \frac{E(D_x)}{\sum_{k=1}^{n_x} (\beta_k - \alpha_k)}$;
- L'estimateur \widehat{q}_x converge en probabilité vers q_x ;
- $\lim_{n \rightarrow +\infty} L \left(\frac{\widehat{q}_x - E(\widehat{q}_x)}{\sqrt{Var(\widehat{q}_x)}} \right) = N(0, 1)$ (En appliquant le Théorème Central Limite, puis le théorème de Slutsky);

En supposant que n_x est assez grand, l'intervalle de confiance asymptotique de niveau κ est obtenue et son expression est:

$$IC_{\kappa} = \left[\widehat{q}_x - \omega_{\frac{\kappa}{2}} \sqrt{\frac{\widehat{q}_x(1-\widehat{q}_x)}{n_x}}, \widehat{q}_x + \omega_{\frac{\kappa}{2}} \sqrt{\frac{\widehat{q}_x(1-\widehat{q}_x)}{n_x}} \right]$$

Avec $\omega_{\frac{\kappa}{2}}$ le quantile d'ordre κ d'une loi normale centrée réduite.

Application aux données:

L'exposition centrale, le calcul de l'estimateur et de l'intervalle de confiance ont été implémentés en R.

Les figures ci-dessous montrent le résultat de la méthode de Hoem. Les intervalles de confiance au niveau 95% ont été sélectionnés.

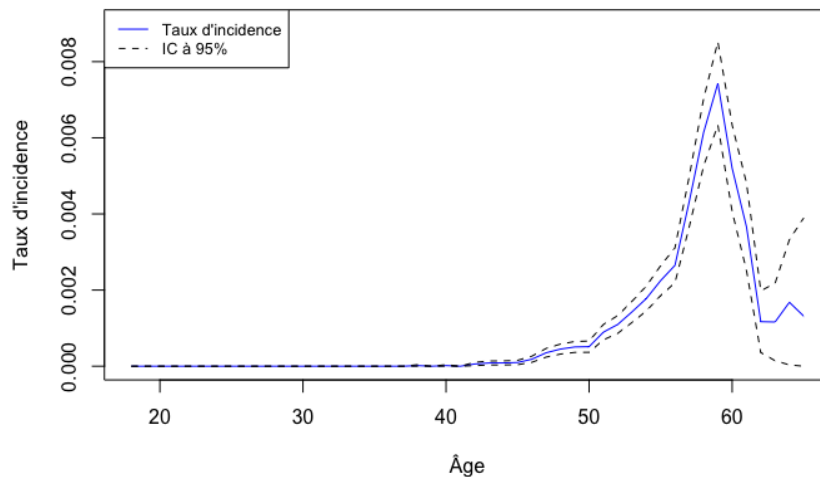


Figure 12 - Estimateur de Hoem des taux d'entrées en inaptitude pour les hommes



Figure 13 - Estimateur de Hoem des taux d'entrées en inaptitude pour les femmes

Nous constatons que les deux courbes sont assez similaires bien que les niveaux d'incidence soient différents. En effet, c'est vers l'âge de 50 ans qu'il y a une augmentation des taux d'entrée en inaptitude avec un pic autour de 60 ans.

La courbe des taux d'incidence de la population masculine s'avère plus régulière que celle des femmes. La raison principale est dû à la taille de l'échantillon de la population féminine disponible, il y a 140 passages en inaptitude pour un total de 5003 individus, soit 2,8% de passage en inaptitude. Pour les hommes, il y a 1526 passages en inaptitude pour un total de 128 895, soit 1,18% de déclaration d'inaptitude.

Le nombre de données réduit pour la population féminine constitue une difficulté pour l'estimation. Le problème est bien mis en évidence par la taille des intervalles de confiance. En effet l'intervalle de confiance à 95% obtenu, pour les taux brut appliqués à l'estimateur de Hoem, pour les hommes est relativement proche des taux estimés sauf pour les âges de sortie au-dessus de 61 ans. À l'inverse, la taille de l'intervalle de confiance pour l'estimateur de la population féminine est plus large.

3.2.2 Estimateur de Kaplan-Meier¹⁰

Afin d'estimer les taux bruts d'entrée en inaptitude, une autre méthode non paramétrique peut être utilisée. E.Kaplan et P.Meier introduisent en 1958, une estimation de la fonction de survie. Cette estimation repose sur le théorème de Bayes.

La fonction de survie correspond à la probabilité qu'un individu survive (ou cotise) au-delà d'un temps t . Elle est noté par convention $S(t) = P(T > t)$ avec T la variable aléatoire représentant la durée de vie (ou de cotisation) d'un individu. Dans cette section, la variable aléatoire étudiée est l'âge d'entrée en inaptitude à la conduite. Le principe de l'estimateur de la fonction de survie de Kaplan-Meier est qu'être cotisant et valide à un temps t_i , c'est l'être aussi au temps $t_{i-1}, t_{i-2}, \dots, t_1$ et le rester en t_i .

Pour tout $t_i > t_{i-1} > t_{i-2} > \dots > t_1$, par la formule de Bayes, la fonction de survie peut s'écrire :

¹⁰ Meier, Paul, and E.L Kaplan. "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations"

$$\begin{aligned}
S(t_i) &= P(T > t_i | T > t_{i-1}) \cdot S(t_{i-1}) \\
&= P(T > t_i | T > t_{i-1}) \cdot P(T > t_{i-1} | T > t_{i-2}) \cdot S(t_{i-2}) \\
&= \dots \\
&= P(T > t_i | T > t_{i-1}) \dots P(T > t_2 | T > t_1) \cdot S(t_1)
\end{aligned}$$

En notant $p_i = P(T > t_i | T > t_{i-1})$ la probabilité d'un assuré d'être valide entre $[t_{i-1}, t_i]$ alors qu'il déjà validé en t_{i-1} , la fonction de survie se réécrit comme

$$S(t) = \prod_{i|t_i < t} p_i$$

Et l'estimation de p_i noté \hat{p}_i est égale à $1 - \frac{d_i}{n_i}$ avec d_i le nombre de personnes entrées en inaptitude au temps i et n_i le nombre d'individus toujours valide au temps i . Ainsi l'estimateur de la fonction de survie $S(t)$, notée $\hat{S}(t)$ est:

$$\hat{S}(t) = \prod_{i|t_i < t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)$$

Il est utile de préciser que n_i ne représente que les individus valide au temps i auquel on a enlevé les décès au temps $i-1$, d_{i-1} , et les personnes censurées au temps i

De manière équivalente, l'estimation de la fonction de survie pour un âge de sortie de l'état de cotisant noté x et un temps $t_i \in [x, x + 1[$ est notée

$$\hat{S}_x(t) = \prod_{i|t_i < t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)$$

Grâce à cet estimateur, les taux d'entrée en inaptitude pour un âge x peuvent être estimés par

$$\hat{q}_x(t) = 1 - \frac{\hat{S}_{x+1}(t)}{\hat{S}_x(t)}$$

Pour juger de la précision de l'estimateur de la fonction de survie obtenue, Greenwood a proposé un estimateur la variance. Grâce à la propriété de normalité asymptotique, des intervalles de confiance peuvent être calculés.

La variance de Greenwood est donnée par la formule suivante:

$$V(\hat{S}_x(t)) = \hat{S}_x(t)^2 \sum_{i=t_1}^t \frac{d_i}{n_i(n_i - d_i)}$$

Grâce au formule de $\widehat{S}_x(t)$ et de $\widehat{q}_x(t)$, un intervalle de confiance peut être construit.

En effet $\widehat{S}_x(t) = \prod_{i|t_i < t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)$ donc $1 - \widehat{q}_x(t) = \prod_{t < i \leq t+1} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)$ ce qui permet

d'obtenir que $Var(\widehat{q}_x(t)) = (1 - \widehat{q}_x(t))^2 \sum_{t < i \leq t+1} \frac{d_i}{n_i(n_i - d_i)}$.

Et ainsi l'intervalle de confiance asymptotique pour $\widehat{q}_x(t)$ est

$$IC_{\kappa} = \left[1 - (1 - \widehat{q}_x(t)) \cdot \left(1 - \omega_{\frac{\kappa}{2}} \sqrt{\sum_{t < i \leq t+1} \frac{d_i}{n_i(n_i - d_i)}}\right), 1 - (1 - \widehat{q}_x(t)) \cdot \left(1 + \omega_{\frac{\kappa}{2}} \sqrt{\sum_{t < i \leq t+1} \frac{d_i}{n_i(n_i - d_i)}}\right) \right]$$

Avec $\omega_{\frac{\kappa}{2}}$ le quantile d'ordre κ d'une loi normale centrée réduite.

Application aux données:

L'estimateur de la fonction de survie à été implémenté sous R grâce au package *Survival*.

Les courbes de survie, pour la population homme et femmes, ont été produites grâce à la fonction *Surv* (produit un objet de survie) et *Survfit* (calcul et estime la courbe de survie pour des données censurées).

Après l'étape de l'estimation des courbes de survie, voici les taux bruts ainsi que les intervalles de confiances obtenus pour chaque sexe.

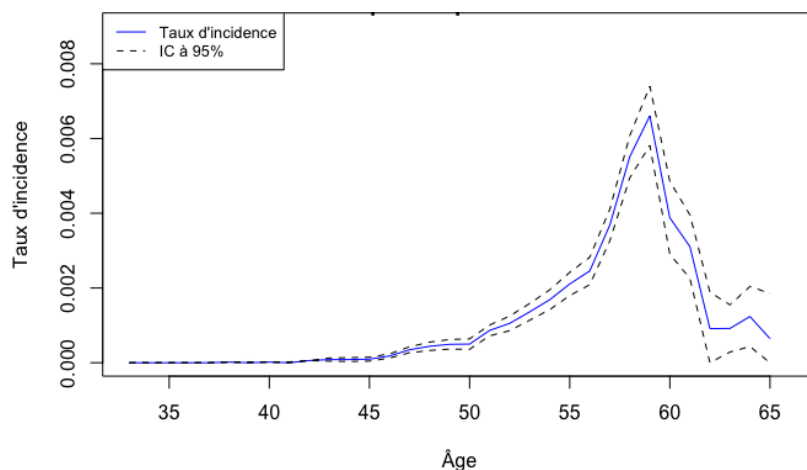


Figure 14 - Estimateur de Kaplan-Meier des taux d'entrées en inaptitude pour les hommes

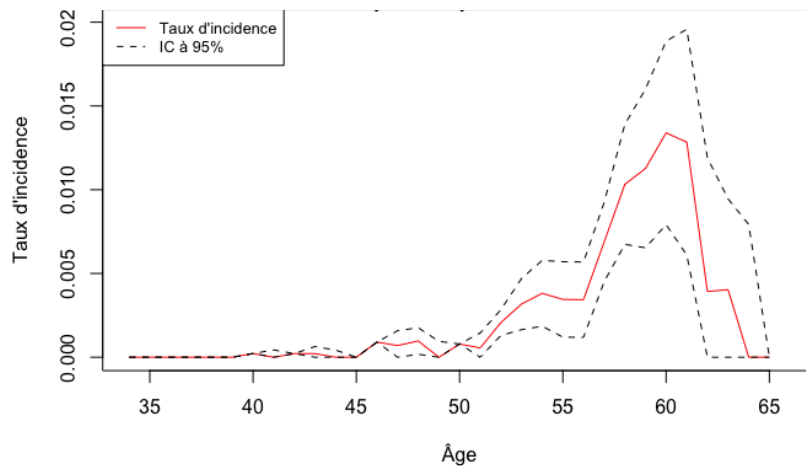


Figure 15 - Estimateur de Kaplan-Meier des taux d'entrées en inaptitude pour les femmes

Comme pour l'estimateur de Hoem des taux bruts, l'allure des courbes semble assez similaire. Nous remarquons que les taux d'incidence pour les deux populations connaissent un pic autour de 60 ans.

L'estimation des taux d'incidence de la population masculine reste plus régulière que celle des femmes. La raison reste la même que celle déjà évoquée pour l'estimateur de Hoem, à savoir la taille de l'échantillon de la population masculine est plus importante que celle de la population féminine.

Sur les graphes les intervalles de confiance au seuil de 95% ont été tracés. Les intervalles pour la population masculine sont assez proches de la courbe des taux estimés et pour les âges supérieur à 60 ans.

Pour la population féminine, l'intervalle de confiance obtenu est relativement large à partir de 50 ans. Comme pour la population masculine, les intervalles obtenus sont moins larges que ceux de l'estimateur de Hoem, pour un même niveau κ .

Après la mise en place des modèles de durée, il est nécessaire d'établir des comparaisons des taux obtenus.

Sous-section 3 : Comparaison des taux bruts obtenus et des méthodes

Le but de ce chapitre est de comparer les taux bruts obtenus avec les deux estimateurs développés.

3.3.1 Les taux de la population féminine

Les taux bruts, ainsi que l'intervalle de confiance au seuil de 95% de l'estimation de Kaplan-Meier ont été projetés sur un même graphique pour permettre une analyse.

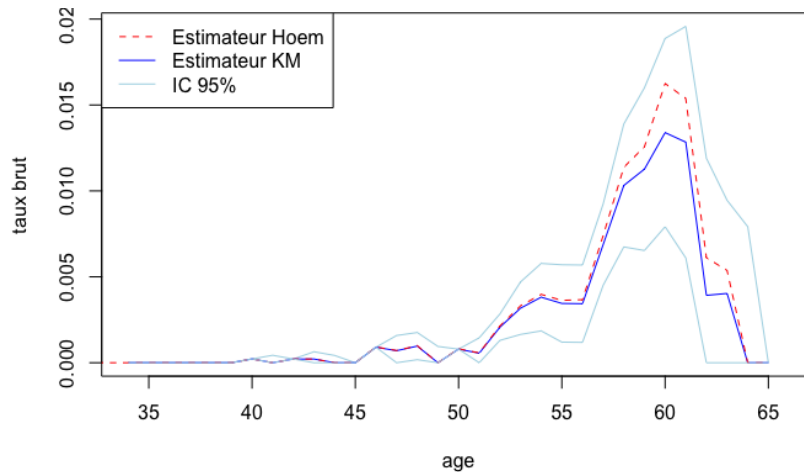


Figure 16 - Comparaison des taux d'entrées en inaptitude pour les femmes

Les taux obtenus par les deux méthodes sont assez similaires. Les deux courbes de taux se superposent assez bien sauf pour les âgés entre 56 et 64 ans. En effet la courbe obtenue par la méthode de Hoem fournit des taux bruts d'entrée en inaptitude plus élevés que ceux obtenus avec l'estimateur de Kaplan-Meier.

La méthode de Hoem produit des taux d'incidence qui sont dans les intervalles de confiance au niveau 95% de Kaplan-Meier.

Obtenir des taux comparables pour les deux estimateurs démontre la cohérence des méthodes utilisées.

3.3.2 Les taux de la population masculine

De la même manière, les taux bruts de la population masculine ainsi que leurs intervalles de confiance sont projetés.

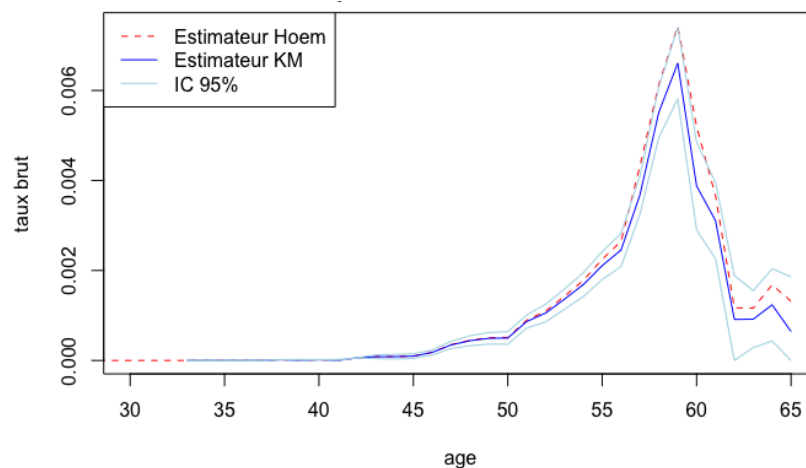


Figure 17 - Comparaison des taux d'entrées en inaptitude pour les hommes

Comme pour la population féminine, les taux obtenus par les deux méthodes mises en place sont assez semblables. En effet les taux se confondent jusqu'à 56 ans. Il y a une surestimation des taux d'entrée en inaptitude par la méthode de Hoem comparé aux taux de Kaplan-Meier. Les taux d'incidence de Hoem, obtenus pour la population masculine à partir de 56 ans, se

confondent avec la borne supérieure de l'intervalle de confiance de l'estimateur de Kaplan-Meier.

Malgré cette surestimation, les deux méthodes produisent des taux du même ordre de grandeur.

3.3.3 Comparaison des méthodes implémentées

La méthode de Hoem et l'estimateur de Kaplan-Meier sont deux méthodes non paramétriques qui prennent en compte les censures et les troncatures.

L'avantage principale de la méthode des moments de Hoem est sa simplicité de compréhension ainsi que la facilité de mise en œuvre.

L'estimateur de Kaplan-Meier reste une méthode intuitive bien que l'ajout de covariable dans le modèle ne soit pas possible.

Un inconvénient de la méthode Hoem réside dans le poids des sorties dans le calcul du taux brut, la sortie étant l'entrée dans l'état d'invalidité. En effet, si un assuré cotise 6 mois à l'âge x et sort pour une autre raison que l'entrée en invalidité, cet assuré va quand même compter pour 0,5 en exposition et 0 en sortie.

À l'inverse, Kaplan-Meier ne compte l'individu qu'une seule et unique fois dans l'estimation de la fonction de survie.

Pour cette raison, l'estimateur des taux d'incidence Kaplan-Meier va être utilisé pour mettre en œuvre les méthodes de lissage.

Sous-section 4 : Lissage des taux

Plusieurs méthodes de lissage vont être présentées et appliquées aux taux bruts de la population masculine, représentant 95% de la base de données.

Le lissage de taux est utilisé lorsque les taux obtenus sont erratiques. Lisser la courbe des taux bruts va permettre des variations contrôlées et donc une courbe de taux moins volatile. Il faut donc choisir une méthode de lissage qui permet d'avoir une courbe de taux proche de la courbe des taux bruts estimés tout en étant le plus lisse possible.

3.4.1 Whittaker- Henderson¹¹

La méthode de Whittaker-Henderson permet d'allier le critère de fidélité (taux lissés proche des taux bruts) et de régularité.

Dans ce point, le lissage de Whittaker-Henderson va être appliqué pour des taux en dimension un. Il est à noter que cette méthode peut être étendue en dimension 2.

Le critère de fidélité s'écrit :

$$F = \sum_{i=33}^p w_i (q_i - \widehat{q}_i)^2$$

Avec :

- p l'âge maximal présent (ici 66 ans)

¹¹ Frédéric PLANCHET, Modèle de durée, "Méthodes de lissage et d'ajustement"

- w_i des poids fixées
- \widehat{q}_i les taux lissés à l'âge i
- q_i les taux à lissés

Le critère de régularité s'écrit:

$$S = \sum_{i=1}^{p-z} \left(\Delta^z q_i \right)^2$$

Où z est le degré de régularité et $\Delta f(x) = f(x + 1) - f(x)$.

Le lissage de Whittaker-Henderson propose de trouver des taux lissés qui minimisent la combinaison linéaire suivante :

$$M = F + h \times S$$

Avec h le paramètre qui permet contrôler le poids donné à chacun des 2 critères.

Application aux données :

Ainsi, on minimise la quantité $M = F + h \times S$ avec F le critère de fidélité, S le critère de régularité et h supérieur à 1. On le fait de manière numérique via le langage R. Les résultats nous donnent $h=1$ et $z=3$.

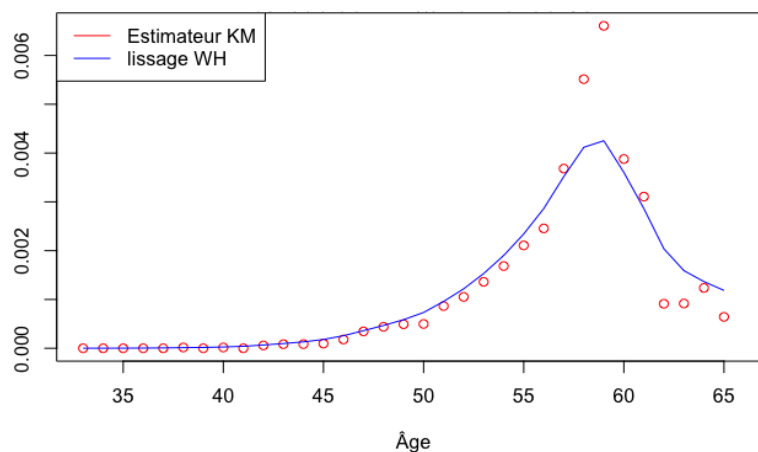


Figure 18 - Lissage des taux Kaplan-Meier avec la méthode de Whittaker-Henderson

Notons que pour les âges 58 et 59, la courbe des taux lissés semble relativement éloignée. En modifiant la valeur de h , la courbe aurait gagné en fidélité mais cela aurait été au prix de la régularité.

3.4.2 P-splines¹²

La méthode des P-splines (P comme *penalized*) combine deux éléments:

¹² Frédéric PLANCHET, Modèle de durée, "Méthodes de lissage et d'ajustement"

- le lissage B-splines (*Basis splines*) ;
- La vraisemblance pénalisée ;

Un spline est une fonction définie par morceaux par des polynômes. Le lissage B-Spline est une combinaison linéaire de splines positives. Le lissage B-splines consiste à la création d'une base de spline.

La vraisemblance pénalisée consiste à corriger la fonction de vraisemblance pour pénaliser les variations importantes entre paramètres adjacents et ainsi éviter le sur-ajustement aux données.

Dans le cas du lissage P-splines, les paramètres suivants doivent être ajustés :

- Un degrés des B-splines : un degré $d = 3$ à été utilisé ;
- Un Nombre de nœuds : Comme le terme de pénalité évite le sur-ajustement aux données, le nombre de nœuds n'a pas d'impact pourvu qu'il soit suffisamment important ;
- Un ordre de la pénalité : Elle affecte directement l'extrapolation du lissage. L'ordre $p=2$ est un choix standard et cela permet d'obtenir un lissage assez régulier ;

Application aux données :

Les critères de calculs choisis afin d'obtenir la courbe lissée suivantes sont:

- Un degré $d = 3$;
- un nombre de nœuds égal à 4 ;
- un ordre de pénalité $p=2$.

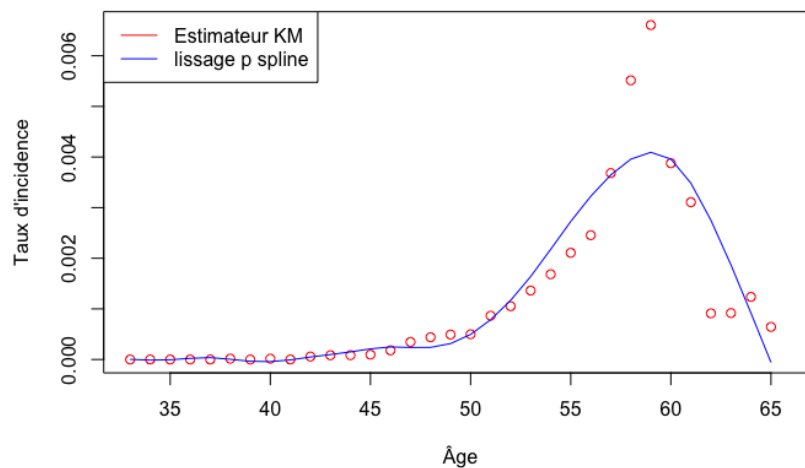


Figure 19 - Lissage des taux Kaplan-Meier avec la méthode P-splines

Le lissage ainsi obtenu, pour les taux de la population masculine, montre que les taux lissés sont relativement proches des taux estimés.

Il y a une surestimation des taux d'incidence entre 51 ans et 56 ans mais cela est compensé par le fait que les taux lissés vont être sous estimés pour 58 et 59 ans.

3.4.3 Comparaison des taux

De nombreux tests peuvent être réalisés afin de vérifier l'ajustement des taux lissés avec les taux bruts. Cela permet de vérifier que les taux lissés ne soient pas trop éloignés des taux bruts et de sélectionner le lissage le plus approprié.

Le coefficient de régression R^2 :

Le R^2 permet de juger de l'ajustement des taux lissés avec les taux bruts. Plus ce coefficient est proche de 1, plus le lissage des taux est proche des taux bruts. Il est noté :

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_x (\widehat{q}_x - \overline{q_x})^2}{\sum_x \left(\widehat{q}_x - \frac{\sum_x \widehat{q}_x}{n} \right)^2}$$

Avec:

- \widehat{q}_x les taux brut d'entrée en inaptitude à l'âge x
- $\overline{q_x}$ les taux lissées à l'âge x .

Graphiquement le lissage de Whittaker-Henderson semble plus approprié que le lissage p-splines. Le coefficient de régression R^2 le confirme. En effet pour le lissage de Whittaker-Henderson le R^2 est égale à 0.87 et pour le lissage p-splines, le R^2 est égale à 0.79. Cela est dû au fait que la courbe obtenue par Whittaker-Henderson est moins lisse que celle du lissage p-splines.

Le coefficient MAPE :

Le MAPE : *Mean Absolute Percentage Error*, est une autre mesure statistique pour juger de la qualité de l'ajustement effectué.

$$MAPE = \frac{100}{n} \sum_{x=x_0}^{x_{max}} \left| \frac{\widehat{q}_x - \overline{q_x}}{\widehat{q}_x} \right|$$

Avec :

- x_0 l'âge le
- x_{max} l'âge le plus grand
- $n = x_{max} - x_0 + 1$, le nombre de valeurs lissées.

Pour le lissage de Whittaker-Henderson le coefficient MAPE est égale à 44.33% et pour le lissage p-splines le MAPE est égale à 56.37%. Ce résultat montre que le lissage par p-splines commet en moyenne une erreur plus grande que celui de Whittaker-Henderson.

Néanmoins le MAPE n'est pas un indicateur parfait. En effet, cet indicateur ne peut être calculé que sur des valeurs avant lissage différents de 0 (car \widehat{q}_x est au dénominateur).

Section 4 : Création d'une table de sortie d'inaptitude

Le départ en retraite ne survient pas forcément à l'âge de 62 ans, âge légal de départ à la retraite et fermeture des dossiers à l'IPRIAC. Les modèles qui seront développés dans cette section permettent d'élaborer une table de sortie de l'état d'inaptitude.

Sous-section 1 : Estimation des taux sortie d'inaptitude

4.1.1 Méthode de Hoem

Le raisonnement opéré pour l'estimateur de Hoem pour les taux de sortie est analogue à celui effectué dans la section 3.

A la différence, qu'un rentier va être exposé au risque de décès ou de départ retraite entre un âge x et $x + 1$ seulement entre la date de début de la reconnaissance de l'inaptitude et la date de décès ou départ à la retraite.

L'exposition au risque à l'âge x est retenue comme le temps que reste un rentier en état d'inaptitude. Et de la même manière, l'exposition centrale au risque pour l'âge x pour l'ensemble du portefeuille est

$$e_x^r = \sum_{k=1}^{n_x} \max[0, \min(y_k, x + 1) - \max(x_k, x)]$$

avec x_k (resp. y_k) l'âge de début (resp. de fin) du versement de rente du k -ème assuré. Il s'agit de la somme des durées vécues par l'ensemble des individus sur la tranche d'âge $[x, x + 1[$.

Les notations sont redéfinies comme suit:

- n_x : le nombre rentiers à l'âge x ;
- D_x : Le nombre de décès ou de départ en retraite observé entre $[x, x+1[$ (d_x la réalisation de D_x) ;
- $[\alpha_k, \beta_k] \subset [x, x + 1]$ est l'intervalle de temps pour lequel le rentier est observé ;
- X_k : La variable aléatoire correspondant au k -ième individu d'âge $x + \alpha_k$ et indiquant la sortie d'inaptitude. $X_k \sim \text{Bernoulli}(\beta_k - \alpha_k q_{x+\alpha_k})$ où q_x est la probabilité pour un individu d'âge x de sortie de l'état d'inaptitude avant $x + t$ ($t \in [0, 1]$) ;

En appliquant un raisonnement analogue, il en suit que l'estimateur du taux de sortie d'inaptitude noté \hat{q}_x à l'âge x est

$$\hat{q}_x = \frac{d_x}{\sum_{k=1}^{n_x} (\beta_k - \alpha_k)}$$

Et l'intervalle de confiance asymptotique de niveau κ est :

$$IC_{\kappa} = \left[\widehat{q}_x - \omega_{\frac{\kappa}{2}} \sqrt{\frac{\widehat{q}_x(1-\widehat{q}_x)}{n_x}}, \widehat{q}_x + \omega_{\frac{\kappa}{2}} \sqrt{\frac{\widehat{q}_x(1-\widehat{q}_x)}{n_x}} \right]$$

Avec $\omega_{\frac{\kappa}{2}}$ le quantile d'ordre κ d'une loi normale centrée réduite.

Application aux données:

Le calcul de l'exposition centrale appliqué aux données des sinistres renvoie des résultats incohérents vis-à-vis des sorties effectuées. En effet, pour certains âge, l'exposition central obtenue était inférieure au nombre de sorties. Cela résulte du nombre peu important de rentiers sur certains âges.

Par exemple pour un âge x qui compte 3 rentiers qui restent seulement 2 mois en inaptitude à cette âge mais 2 survivent, passe à l'âge $x + 1$ mais que le troisième passe en retraite alors l'exposition central calculée est de 0,5 année. En effet, 3 individus qui restent 2 mois dans l'état d'inaptitude, cela représente 6 mois soit 0,5 année. Cependant une sortie est comptabilisée. Le taux de sortie estimé pour cet âge par la méthode de Hoem va donc être égale à 2 car $\frac{1}{0,5} = 2$. Cette méthode à donnée des résultats incohérents donc il à été décidé d'implémenter la méthode de l'estimateur binomial.

4.1.2 Estimateur binomial

L'estimateur binomial suit le même principe que la méthode de Hoem à la différence près que l'intervalle de temps durant lequel les rentiers sont observés n'est pas pris en compte. Cela signifie que chaque rentier n'est comptabilisé seulement pour l'âge de fin d'observation.

On définit l'estimateur X_k représentant le k -ième individu d'âge x et indiquant la sortie d'inaptitude. Celui-ci valant 1 si le k -eme individu sort d'inaptitude et 0 sinon. Ainsi on pose :

$$X_k \sim \text{Bernoulli}(q_x)$$

où q_x est la probabilité pour un individu d'âge x de sortie de l'état d'inaptitude avant l'âge $x + 1$.

Et en appliquant un raisonnement analogue du chapitre 2 de la section 3, il en suit que l'estimateur du taux de sortie d'inaptitude noté \widehat{q}_x à l'âge x est

$$\widehat{q}_x = \frac{\sum_{k=1}^{n_x} X_k}{n_x}$$

Où :

- $\sum_{k=1}^{n_x} X_k \sim Bin(n_x, q_x)$ car les rentiers sont supposés indépendants entre eux et identiquement distribués ;
- n_x l'effectif en inaptitude à la conduite à l'âge x .

Et l'intervalle de confiance asymptotique de niveau κ est :

$$IC_{\kappa} = \left[\widehat{q}_x - \omega_{\frac{\kappa}{2}} \sqrt{\frac{\widehat{q}_x(1-\widehat{q}_x)}{n_x}}, \widehat{q}_x + \omega_{\frac{\kappa}{2}} \sqrt{\frac{\widehat{q}_x(1-\widehat{q}_x)}{n_x}} \right]$$

Avec $\omega_{\frac{\kappa}{2}}$ le quantile d'ordre κ d'une loi normale centrée réduite.

Il est à noter que cette estimation ne tient pas compte des phénomènes de censure et de troncature.

Application aux données :

L'exposition centrale, le calcul de l'estimateur et de l'intervalle de confiance ont été implémentés en R.

Les figures ci-dessous montrent le résultat de l'estimateur binomial. Les intervalles de confiance au niveau 95% ont été sélectionnés.

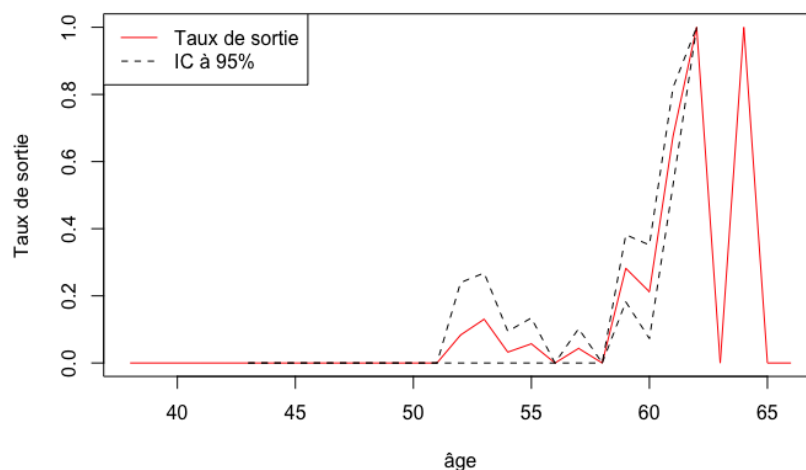


Figure 19 - Estimation des taux de sorties par âge avec l'estimateur binomiale

La courbe des taux de sortie est relativement erratique.

Bien qu'avant l'âge de 50 ans, le niveau de sortie de l'état de rentier IPRIAC est nul, ce niveau fluctue jusqu'à l'âge de 62 ans, la prestation est versée au maximum jusqu'à l'âge de 62 ans.

Avant 59 ans, les taux de sortie oscillent entre 0% et 10%.

À partir de 59 ans les taux sont beaucoup plus élevés, autour de 30 % pour 59 et 60 ans et 70% à 61 ans.

Enfin à 62 ans le taux de sortie est égale à 100%. Cela reste cohérent avec les conditions d'attribution de la rente IPRIAC.

Un taux de sortie de 100% est observé pour 64 ans mais après cet âge le taux de sortie redevient nul.

La taille de l'intervalle de confiance est grand pour 52 et 53 ans, cela est dû au faible nombre de personnes en inaptitude à cet âge. Pour les âges au alentour de 60 ans, l'intervalle de confiance est assez petit, cela est explicable par un nombre assez important d'inapte aux alentours de ces âges.

Il est à noter que cet estimateur, bien que similaire à l'estimateur de Hoem, ne prend pas en compte les troncatures et les censures.

4.1.3 Estimateur de Kaplan-Meier

Le principe de l'estimateur de Kaplan-Meier peut aussi être appliqué pour le calcul des taux de sortie de l'état d'inaptitude.

Dans ce chapitre la variable aléatoire T représente l'âge de sortie de l'état de rentier. Et ainsi dans ce chapitre Kaplan-Meier suppose qu'être rentier et percevoir une prestation en t_i c'est aussi être rentier et percevoir une prestation en $t_{i-1}, t_{i-2}, \dots, t_1$ et le rester en t_i .

Un raisonnement analogue au chapitre 3.1.2 est réalisé pour estimer le taux de sortie de l'état de rentier pour un âge x

$$\widehat{q}_x(t) = 1 - \frac{\widehat{S}_{x+1}(t)}{\widehat{S}_x(t)}$$

Où $\widehat{S}_x(t)$ représente l'estimation de la fonction de survie pour un âge x pour la sortie de l'état de rentier dans un temps $t_i \in [x, x + 1[$.

Elle est notée :

$$\widehat{S}_x(t) = \prod_{i|t_i < t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)$$

Avec :

- d_i le nombre de personne sortie de l'état de rentiers au temps i ;
- n_i le nombre d'individu rentier au temps i ;

L'intervalle de confiance asymptotique pour $\widehat{q}_x(t)$ est

$$IC_{\kappa} = \left[1 - (1 - \widehat{q}_x(t)) \cdot \left(1 - \omega_{\frac{\kappa}{2}} \sqrt{\sum_{t < i \leq t+1} \frac{d_i}{n_i(n_i - d_i)}}\right), 1 - (1 - \widehat{q}_x(t)) \cdot \left(1 + \omega_{\frac{\kappa}{2}} \sqrt{\sum_{t < i \leq t+1} \frac{d_i}{n_i(n_i - d_i)}}\right) \right]$$

Avec $\omega_{\frac{\kappa}{2}}$ le quantile d'ordre κ d'une loi normale centrée réduite.

Application aux données:

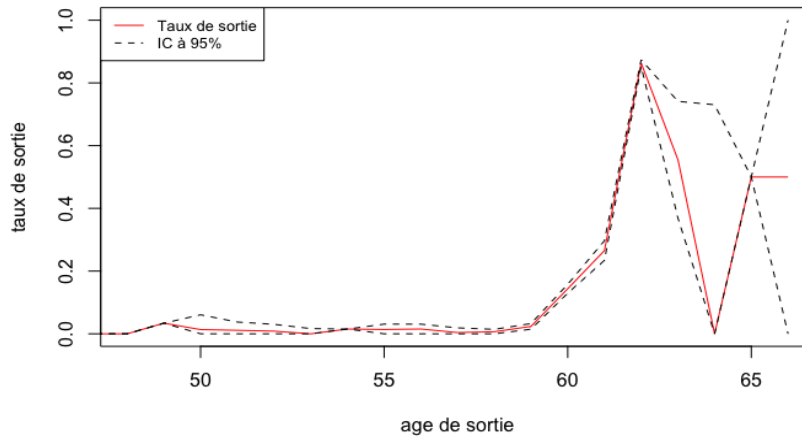


Figure 20 - Estimation des taux de sorties par âge avec l'estimateur de Kaplan-Meier (1)

De manière prévisible l'estimateur de Kaplan-Meier estime des taux de sortie à 0,5 pour les âges de 65 et 66 ans. En effet, nous disposons d'un faible nombre d'observations sur les âges extrêmes. L'interval de confiance pour ces âges est grand (taille de 0,7 à 1).

Pour les âges avant 61 ans, au vue des taux assez faibles, il est nécessaire de changer d'échelle afin de mieux apprécier l'estimation faite par la méthode de Kaplan-Meier.

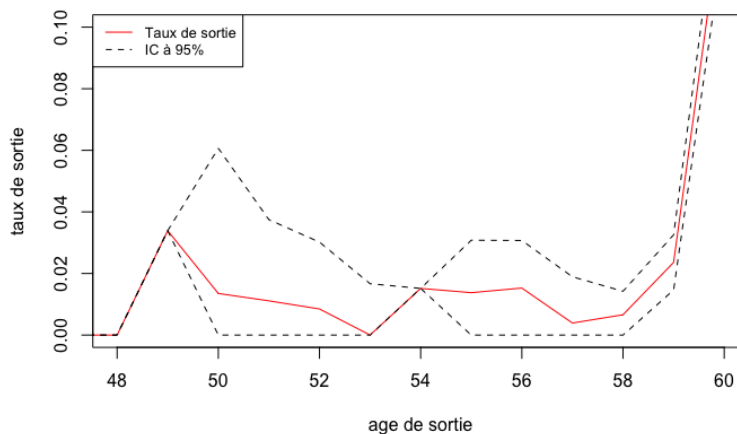


Figure 21 - Estimation des taux de sorties par âge avec l'estimateur de Kaplan-Meier (2)

Les taux de sorties sont assez faibles jusqu'à l'âge de 59 ans. On remarque deux tendances décroissantes. La première de 49 ans à 53 ans, puis la seconde de 54 ans à 58 ans.

Deux raisons expliquent ce comportement:

- La première est due au raison du passage en inaptitude et à la reconnaissance par la commission médicale à un jeune âge. Cette dernière résulte d'un cancer et/ou suite à

un AVC. Par ailleurs, d'après France AVC¹³, le risque de faire un AVC augmente avec l'âge. Un quart des AVC a lieu avant 65 ans et la moitié des personnes ayant subi un AVC survivent avec des handicaps. De plus, le taux de mortalité pour les personnes ayant subi un AVC à un mois est de 20% et entre 32%-60% à 3 mois.

- La deuxième tient principalement au fait que de nombreux cotisants entrent en inaptitude à la conduite aux alentours de 60 ans, Les raisons d'entrée en inaptitude pour ces tranches d'âge sont liées à une limite physique, musculaire et psychique. Et de nombreux bénéficiaires de la rente IPRIAC vont pouvoir bénéficier de retraite anticipée pour cause de carrière longue¹⁴ ou de retraite anticipée pour cause de pénibilité.

Ce qui induit que les taux de sortie commencent à croître aux alentours des 60 ans, âge de pivot spécifique, pour l'état de santé ou les demandes de retraites.

Sous-section 2 : Analyse des taux de sortie et comparaison des méthodes implémentées

Les taux de sortie de l'estimateur binomial et de Kaplan-Meier ont été projetés sur un même graphique pour permettre une comparaison.

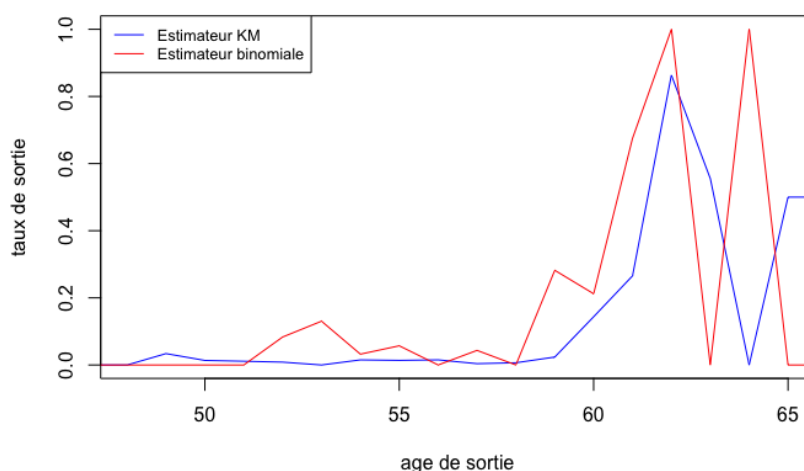


Figure 22 - Comparaison des taux de sortie par âge selon les différents estimateur

Les estimateurs sont assez distincts. L'estimateur binomial est plus volatil que l'estimateur de Kaplan-Meier. Sur l'ensemble des âges les deux estimateurs renvoient des taux de sortie différents. On notera que l'estimateur de Kaplan-Meier renvoie des taux de sortie avant l'âge de 50 ans contrairement à l'estimateur binomial. Les deux méthodes d'estimations font croître les taux de sorties à partir de 60 ans et ces taux deviennent décroissants dès 62 ans. Cette diminution était prévisible car une grande partie des rentes sera versée jusqu'à 62 ans, âge de départ légal à la retraite.

¹³ www.doctissimo.fr : "Les Accidents Vasculaires Cérébraux en chiffres"

¹⁴ www.service-public.fr : "Retraite anticipée pour carrière longue du salarié"

La présence de taux non nuls à partir de 62 ans s'explique par le fait que des bénéficiaires sont toujours en activité après cet âge.

Au vu du faible nombre de données disponibles concernant les rentiers, nous utiliserons les taux obtenus par la méthode de Kaplan-meier pour appliquer des méthodes de lissage et effectuerons ensuite le calcul des provisions.

Sous-section 3 : Lissage des taux

Dans ce chapitre nous mettons en œuvre les méthodes de lissage déjà appliquées dans la Section 3. Le cadre théorique étant déjà établi dans la Section précédente, nous appliquerons ces méthodes aux taux de sortie d'inaptitude obtenus.

4.3.1 Whittaker- Henderson

Nous reprenons la méthode de lissage de Whittaker-Henderson déjà présentée dans la sous-section 3.4.1. Donc, on minimise la quantité $M = F + h \times S$. On le fait de manière numérique via le langage R. Les résultats nous donnent $h=3$ et $z=4$.

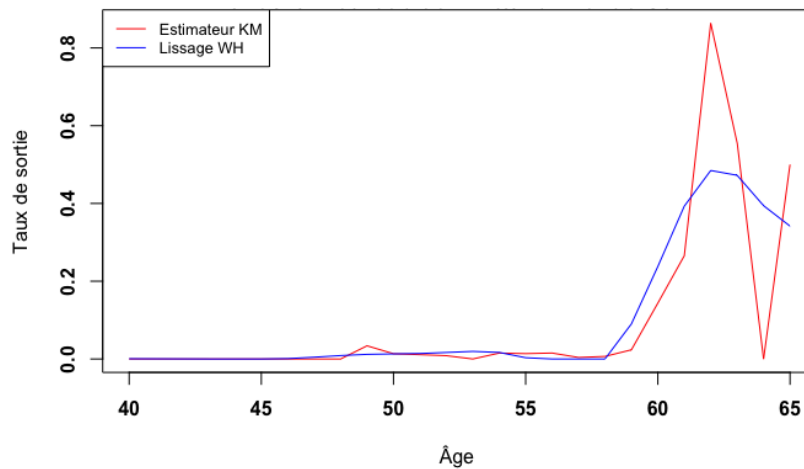


Figure 23 - Lissage Whittaker-Henderson des taux de sortie par âge

Le paramètre de lissage est plus élevé comparé à celui utilisé pour lisser la table d'entrée en inaptitude section 3.3.1. Avec un h inférieur à 3 les courbes obtenues étaient très proches de la courbe réelle mais pas assez régulières. Les z inférieur à 4 impliquent une courbe pas assez fidèle à la courbe des taux bruts

4.3.2 P-splines

Nous reprenons la méthode de lissage P-splines décrite dans la section 3.4.2.

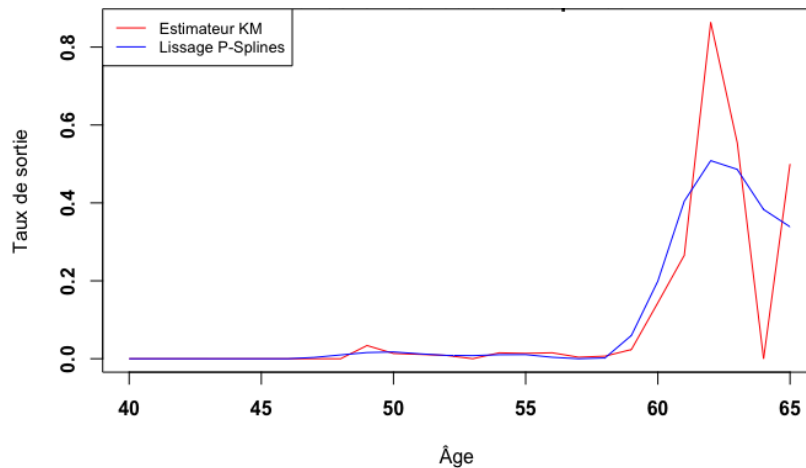


Figure 24 - Lissage P-Splines des taux de sortie par âge

Il a été décidé d'appliquer un lissage P-splines de degrés 4, avec 5 nœuds et l'ordre de pénalité égale à 2, cet ordre permettant d'obtenir un lissage assez régulier.

4.3.4 Comparaison des taux

Pour comparer les taux obtenus à l'aide des deux méthodes de lissage mis en œuvre nous pouvons regarder différents métriques et tests suivant.

Les coefficients de régression R^2 et MAPE :

Ces coefficients de régression assez simples à mettre en œuvre, nous permettent de choisir le lissage le plus fidèle à la courbe des taux bruts. Les résultats obtenus pour les 2 lissages sont repris dans le tableau suivant :

Lissage	R^2	MAPE
Whittaker-Henderson	0.68	44.44%
P-splines	0.71	37.64%

Tableau 8 - Valeur du coefficient R^2 et MAPE pour les lissages

On remarque que les deux lissages produisent des résultats assez similaires sur la statistique du R^2 et qu'il existe un écart assez important (6,8 pts) sur le résultat du MAPE.

Ce qui signifie qu'en moyenne la courbe obtenue par le modèle P-splines commet moins d'erreurs que le lissage de Whittaker-Henderson par rapport aux taux bruts .

Test de Kolmogorov-Smirnov

Pour valider les lissages, nous avons réalisé un test de Kolmogorov-Smirnov.

Ce test permet de comparer les distributions de deux lois et de vérifier si elles ont des distributions similaires.

Pour un niveau de confiance α , ce test s'écrit :

$$\{H_0: F_1(x) = F_2(x) \text{ et } H_1: F_1(x) \neq F_2(x)\}$$

Avec $F_1(x)$ la fonction de répartition de l'estimateur de Kaplan-Meier et $F_2(x)$ la fonction de répartition de la courbe résultant du lissage (Whittaker henderson ou P-splines)

La statistique du test de Kolmogorov-Smirnov est notée :

$$D = \max_x |F_1(x) - F_2(x)|$$

avec $x \in [1, n]$ où on représente la taille de l'échantillon.

Cette statistique de test s'intéresse à l'écart maximal entre nos deux fonctions de répartition.

La région de critique du test au niveau de confiance α est:

$$R: D \geq k_\alpha(n_1, n_2)$$

Avec $k_\alpha(n_1, n_2)$ est lue dans la table des valeurs de Kolmogorov-Smirnov pour deux échantillons.

Voici les statistiques du test de Kolmogorov-Smirnov pour les deux lissages.

Lissage	D	P-value
Whittaker-Henderson	0.125	0,992
P-splines	0.208	0.674

Tableau 9 - Résultat du test de Kolmogorov-Smirnov pour les lissages mis en oeuvre

Pour un niveau $\alpha=5\%$, les deux lissages ont des p-valeurs bien supérieur à 5%. On ne peut pas rejeter l'hypothèse H_0 , à savoir que les fonctions obtenues par lissage suivent la même distribution que la fonction des taux bruts de Kaplan-Meier.

Sous-section 4 : Conclusion

Le lissage de Whittaker-Henderson obtient des résultats satisfaisant sur la statistique du R^2 et sur le test de Kolmogorov-Smirnov. Le lissage obtenu par P-splines quant à lui obtient aussi un coefficient de R^2 élevé et MAPE relativement faible (environ 37%).

Au vue des résultats obtenus pour les différentes statistiques, le lissage par la méthode de Whittaker-Henderson est plus proche de la courbe des taux brut et est tout aussi performant que le lissage P-splines. On a donc décidé de choisir la courbe des taux lissés par la méthode de Whittaker-Henderson pour estimer l'impact sur nos provisions.

L'institution de prévoyance a besoin de calculer, au mieux, les montants provisionnés des pensions à venir pour établir des comptes au plus juste et ainsi de pas sur-provisionner leurs risques. Nous allons donc dans la section suivante comparer les montants provisionnés par l'IPRIAC et ceux calculées par les tables d'expériences créées.

Section 5 : Projection de la population des rentiers

Sous-section 1 : Calcul des provisions

A l'aide de la table de créés dans la section précédente, nous effectuons un calcul des provisions tête par tête pour les rentiers. Cependant au vu des conditions de garantie, de la cessation de garantie en cas de passage en retraite, nous calculons les provisions avec un âge limite à 62 ans et 65 ans. Puis nous effectuons la moyenne des provisions calculées.

En pratique, lors de la projection nous prenons deux limites d'âge : 62 ans puis 65 ans. Cela signifie qu'à partir de 62 ans (resp. 65 ans), tous les rentiers sortent et passent en retraite.

Nous obtenons ainsi le montant des provisions pour les rentiers projetés à 62 et 65 ans de 2015 à 2019.

On effectue par la suite une moyenne arithmétique par année. Les provisions ont été calculées en utilisant les taux de revalorisation ainsi que les taux technique de l'IPRIAC utilisés durant les années de projection.

Sous-section 2 : Comparaison avec la table réglementaire TGF/TGH-05

L'IPRIAC afin de provisionner ce risque particulier qu'est l'inaptitude à la conduite utilise les tables réglementaires TGF/TGH-05 pour calculer le montant des provisions mathématiques de rente.

Par souci de confidentialité, les montants des provisions calculées par les tables d'expériences et par l'institution ont été modifiés cependant les ratios ont été conservés.

Sur la période d'observation, nous avons provisionné en moyenne 91 M€. Ce montant correspond à une baisse moyenne de 1,22% comparé aux provisions calculées par l'institution de prévoyance.

Moyenne provisions sur 5 ans	91 489 267,39 €
Écart par rapport à IPRIAC en %	-1,22

Tableau 10 - Montant des provisions mathématiques calculées par table d'expérience

Sans notre étude actuarielle, l'IPRIAC provisionne des montants de provision mathématiques de rente légèrement plus élevés que ceux obtenus avec la table d'expérience construite dans ce mémoire. Nous constatons que les méthodes des engagements de l'IPRIAC, basées sur l'âge du rentier et des tables réglementaires sont cohérentes.

La comparaison entre les provisions mathématiques de l'IPRIAC et celles issues de notre table d'expérience étant réalisée, nous devons examiner les limites de notre étude actuarielle.

Sous-section 3 : Les limites de nos tables d'expérience

Malgré les résultats obtenus, plusieurs limites à nos modèles existent.

La nature du risque, objet de notre étude et le versement de la prestation par l'organisme de prévoyance constituent des points délicats du fait:

- Les rentes sont considérées comme un risque long. On observe des tendances significatives (à la hausse ou à la baisse) sur un temps de développement plus long, à savoir entre 10 et 12 ans alors que notre période d'observation s'étale sur 6 ans.
- Une autre limite au modèle apparaît lors de l'implémentation des modèles de durée. En effet, durant notre étude actuarielle en échangeant avec la section médicale, nous comprenons que les entrées en inaptitude et leurs durées d'inaptitude à la conduite étaient principalement liées à la pathologie des assurés. Afin de mieux modéliser, l'incidence ainsi que la sortie d'inaptitude, obtenir une variable liée aux pathologies aurait sûrement permis d'affiner nos modèles. Cependant, les raisons de ce passage en inaptitude ne sont pas transmises car ces données sont couvertes par le secret médical.
- Le maintien de l'invalidité, définie par la Sécurité Sociale, est liée au temps déjà passé dans cet état. On aurait souhaité créer des tables comparables au format du BCAC du maintien en invalidité. Cependant lors de la mise en place des modèles de durée sur les rentiers, établir des classes d'âge X durée en inaptitude conduit à construire des groupes de petites effectifs, en moyenne en dessous de 10 rentiers. Ce qui ne semble pas significatif pour une étude. Nous avons donc décidé de ne pas établir de groupe d'âge X durée.

Malgré ces limites, les provisions mathématiques calculées grâce à notre table d'expérience s'approchent de celles calculées par l'IPRIAC à l'aide des tables réglementaires TGF/TGH-05.

Conclusion :

Le développement continue de son activité impose à l'Institution de **PR**évoyance d'**I**naptitude **A** la **C**onduite (IPRIAC) de mieux connaître le risque d'inaptitude à la conduite pour les conducteurs pour les véhicules de plus de 3,5 tonnes. L'évolution récente de la réglementation sur la pénibilité de travail ainsi que les projets de réforme de retraite future incitent cette institution à examiner leurs calculs de provisions mathématiques.

Afin de prévoir au plus juste le montant de ces provisions, versées aux conducteurs reconnus inaptes à la conduite, nous avons mené notre étude actuarielle sur ce thème. Les données utilisées proviennent du système de gestion de l'IPRIAC sur une période d'observation s'étendant entre le 1er janvier 2015 et le 31 décembre 2019.

Nous avons démontré dans notre mémoire que le risque d'inaptitude, pour les conducteurs et conductrices, à la conduite de véhicule de plus de 3,5 tonnes survient autour des 58 ans. Bien que la population étudiée comporte 96% d'hommes. Une table d'entrée dans l'état d'inaptitude à la conduite a été réalisée à l'aide du modèle de durée de Kaplan-Meier. Cette dernière a été lissée en utilisant les méthodes de Whittaker-Henderson et P-splines. Par ailleurs, ne l'ayant pas exploité dans notre étude, elle serait utile à l'institution afin d'affiner, dans les prochaines années son tarif des cotisations de sa garantie.

Nous avons aussi déterminé une table de sortie des rentiers par âge pour confronter le montant des provisions budgété par l'IPRIAC. Cette dernière résulte du modèle de durée de Kaplan-Meier, lissée avec la méthode de Whittaker-Henderson.

Par la suite, nous avons projeté les données des individus inaptes à la conduite, à l'aide de cette table, pour déterminer le montant des provisions nécessaire aux paiements de leurs rentes. Les montants des provisions, inscrits par l'IPRIAC, apparaissent comparables aux montants provisionnés par notre table d'expérience. Ce qui signifie que les méthodes et les règles de calculs de l'institution semblent valides et pertinentes.

Par ailleurs, nous attirons l'attention sur la nature des données prises en compte utilisées dans la création de nos tables d'expérience. En effet, pour la table d'entrée en inaptitude, le code PCS ESE n'a pas été pleinement exploité. De même, pour la table de sortie, le respect du secret médical et le nombre de données exploitées ne permettent pas d'affiner plus nos modèles.

Nous pensons que les résultats de notre étude pourraient être utilisés au sein de l'IPRIAC afin de développer une nouvelle garantie liée à l'inaptitude spécifique à une autre profession (par exemple les ripeurs) en se basant sur notre table d'expérience comme table de référence.

Table des Tableaux

Tableau 1 - taux de pension pour les catégories d'invalidité	15
Tableau 2 - Comparaison entre inaptitude, incapacité et l'invalidité	17
Tableau 3 - Calcul du nombre de points IPRIAC avant 1er janvier 2017	20
Tableau 4 - Calcul du nombre de points IPRIAC au 1er janvier 2017	20
Tableau 5 - Répartition par secteur d'activité	25
Tableau 6 - Condition de départ en retraite anticipée pour carrière longue	27
Tableau 7 - Motif de fin de versement des rentes	31
Tableau 8 - Valeur du coefficient R2 et MAPE pour les lissages	59
Tableau 9 - Résultat du test de Kolmogorov-Smirnov pour les lissages mis en oeuvre	60
Tableau 10 - Montant des provisions mathématiques calculées par table d'expérience	62

Table des figures

Figure 1 - Répartition des entreprises cotisantes par région	22
Figure 2 - Répartition des effectifs salariés par région	23
Figure 3 - Nombre d'entreprises cotisantes par exercice	23
Figure 4 - Nombre de conducteurs cotisants	24
Figure 5 - Nombre de bénéficiaires du régime IPRIAC	26
Figure 6 - Répartition selon le sexe	33
Figure 7 - Pyramide des âges à la souscription	34
Figure 8 - Pyramide des âges au 31 décembre 2019	35
Figure 9 - Répartition selon le sexe	35
Figure 10 - Pyramide des âges à l'entrée en inaptitude	36
Figure 11 - Pyramide des âges des rentiers au 31 décembre 2019	36
Figure 12 - Estimateur de Hoem des taux d'entrées en inaptitude pour les hommes	41
Figure 13 - Estimateur de Hoem des taux d'entrées en inaptitude pour les femmes	42
Figure 14 - Estimateur de Kaplan-Meier des taux d'entrées en inaptitude pour les hommes	44
Figure 15 - Estimateur de Kaplan-Meier des taux d'entrées en inaptitude pour les femmes	45
Figure 16 - Comparaison des taux d'entrées en inaptitude pour les femmes	46
Figure 17 - Comparaison des taux d'entrées en inaptitude pour les hommes	46
Figure 18 - Lissage des taux Kaplan-Meier avec la méthode de Whittaker-Henderson	48
Figure 19 - Lissage des taux Kaplan-Meier avec la méthode P-splines	49
Figure 19 - Estimation des taux de sorties par âge avec l'estimateur binomiale	54
Figure 20 - Estimation des taux de sorties par âge avec l'estimateur de Kaplan-Meier (1)	56
Figure 21 - Estimation des taux de sorties par âge avec l'estimateur de Kaplan-Meier (2)	56
Figure 22 - Comparaison des taux de sortie par âge selon les différents estimateur	57
Figure 23 - lissage Whittaker-Henderson des taux de sortie par âge	58
Figure 24 - lissage P-Splines des taux de sortie par âge	59

Bibliographie

- HOEM, JAN. “Point Estimation of Forces of Transition in Demographic Models.”
Journal of the Royal Statistical Society. Series B, Juillet 1971.
- Meier, Paul, and E.L Kaplan. “Nonparametric Estimation from Incomplete Observations: Journal of the American Statistical Association: Vol 53, No 282.”
,1958, pp. 457–81.
- PLANCHET Frédéric , Modèle de durée “Tables de mortalité”.
- PLANCHET Frédéric , Modèle de durée, “Méthodes de lissage et d'ajustement”.
- LUZON Annaël, mémoire d'actuariat, “Mise à jour de la loi d'incidence et de maintien d'un contrat dépendance et impacts sur le provisionnement”.

Sitographie

[Insee](#) :

- “Plafond mensuel de sécurité sociale (en euros par mois)”

[Service-public](#) :

- “Qu'est-ce que l'invalidité au sens de la sécurité sociale ?”
- “Retraite anticipée pour carrière longue du salarié”

[Ameli](#) :

- “Le montant de votre pension d'invalidité”

[carcept-prev](#) :

- Règlement intérieur IPRIAC

[doctissimo](#) :

- “Les Accidents Vasculaires Cérébraux en chiffres”