

Présentation et comparaison des nouvelles tables BCAC

Aymric KAMEGA
Frédéric PLANCHET
Roberto WOLFRUM (B2V)

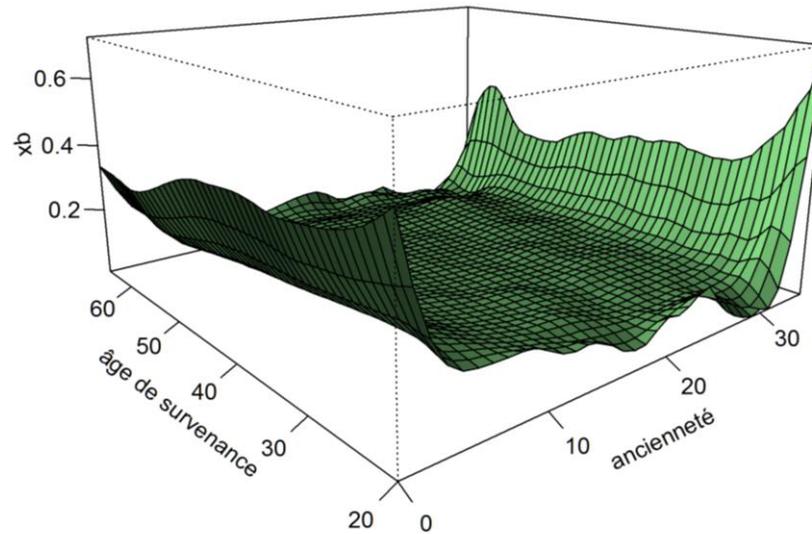
- La BCAC a engagé des travaux de refonte complète des lois visées à l'article A 331-22 du Code des Assurances afin d'intégrer les évolutions du risque arrêt de travail depuis la construction des années 90. Sur la base des données fournies par un panel d'organismes assureurs, le BCAC a ainsi reconstruit les 3 lois, selon le même schéma (les probabilités de sortie sont fonction à la fois de l'ancienneté dans l'état et de l'âge à la survenance de l'évènement). Les lois ainsi construites ont vocation à remplacer les tables actuelles à l'occasion d'un arrêté qui pourrait être publié courant 2014.
- Cette présentation propose un examen critique des futures tables réglementaires en s'attachant à analyser les évolutions par rapport à la précédente version.
- Après une présentation des principales propriétés des nouvelles tables, on propose une méthode d'analyse uniforme pour chacun des trois risques concernés que l'on décline pour chacun d'entre eux ainsi qu'une illustration de l'impact du changement de table

- 1. Présentation des nouvelles tables**
- 2. Méthode d'analyse**
- 3. Lois de maintien en incapacité de travail**
- 4. Passage en invalidité**
- 5. Lois de maintien en invalidité**
- 6. Comparaison des références 2010 et 2013**
- 7. Conclusion**

Présentation des nouvelles tables

Maintien en incapacité (1/3)

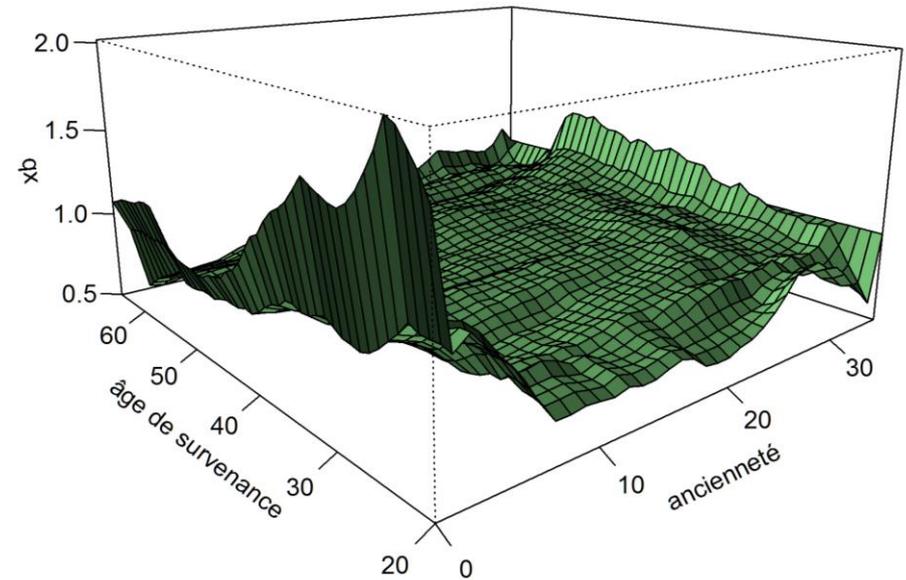
- Les tables indiquent les effectifs de personnes en arrêt de travail en fonction de l'âge à la survenance de l'arrêt (20 à 65 ans) pour les anciennetés en mois de 0 à 36 mois partant d'un effectif initial de 10 000.
- Les probabilités conditionnelles de sortie ont l'allure suivante :



Présentation des nouvelles tables

Maintien en incapacité (2/3)

- Le rapprochement avec les tables actuellement en vigueur conduit à observer une augmentation des durées de maintien pour les anciennetés faibles et une diminution pour les anciennetés élevées, avec une valeur moyenne du rapport entre les espérances de maintien des deux tables de l'ordre de 87%.
- La figure ci-contre présente les rapports des espérances de maintien en incapacité calculées avec les nouvelles tables aux durées issues des tables actuelles.



Présentation des nouvelles tables

Maintien en incapacité (3/3)

- Le BCAC a choisi de déterminer les taux de sortie bruts par la méthode de Turnbull puis de les régulariser à l'aide d'un lissage non-paramétrique de Whitaker-Henderson.
- Il a fait le choix de n'intégrer comme seul critère d'hétérogénéité l'âge à la survenance. Ce point a un impact significatif. L'analyse de l'hétérogénéité par Cox :

```
Call:
coxph(formula = Surv(AncEntree, AncSortie, non_censure, type = "counting") ~
      CSP + Sexe + AgeSurvenance, data = dataINC)

              coef exp(coef) se(coef)      z      p
CSPcadres    -0.1031    0.902 0.005397 -19.11 0.0e+00
CSPENS       -0.0467    0.954 0.006003  -7.77 7.8e-15
CSPens. pers -0.3192    0.727 0.004078 -78.26 0.0e+00
SexeH         0.0267    1.027 0.003439   7.76 8.4e-15
AgeSurvenance -0.0140    0.986 0.000163 -86.15 0.0e+00

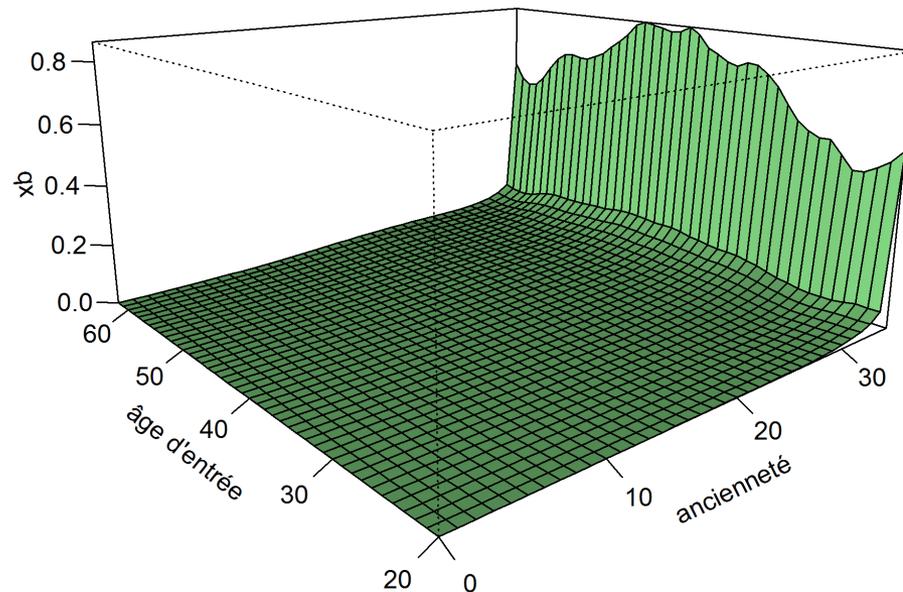
Likelihood ratio test=15346 on 5 df, p=0 n= 383572, number of events= 343255
```

- La CSP et le sexe, qui influent aussi sur le risque, ne sont pas pris en compte pour préserver la simplicité d'utilisation des lois.

Présentation des nouvelles tables

Passage en invalidité (1/3)

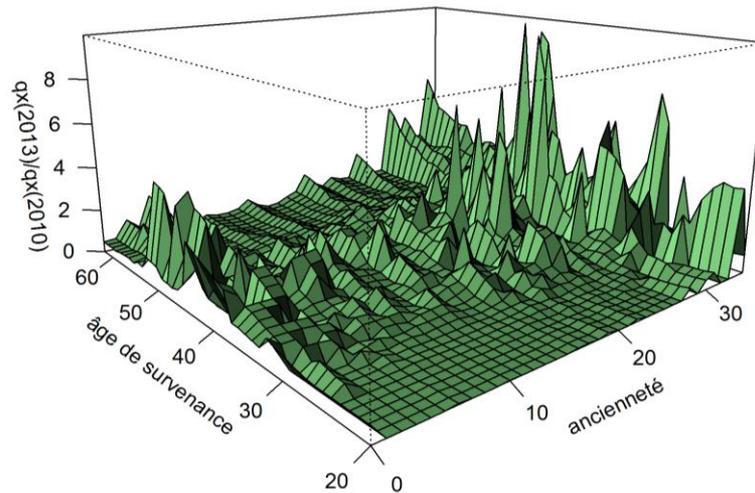
- Les tables indiquent le nombre de transitions d'incapacité vers l'invalidité en fonction de l'âge à l'entrée dans l'état (20 à 62 ans) pour les anciennetés en mois de 0 à 35 partant d'un effectif initial de personnes en incapacité de 10 000.
- Le taux de transition vers l'invalidité :



Présentation des nouvelles tables

Passage en invalidité (2/3)

- On observe que la table 2013 est lissée, alors que la table précédente ne l'était pas. Le rapport entre les taux de transition 2013 et les taux 2010 est erratique avec une valeur moyenne de 117%. Ce coefficient ne peut toutefois être apprécié directement, l'effectif d'incapables auquel il s'applique dépend de la référence utilisée.



Présentation des nouvelles tables

Passage en invalidité (3/3)

- L'hétérogénéité s'apparente à celle observée pour le maintien en incapacité, avec un effet important et aggravant de l'âge à la survenance de l'arrêt, un effet significatif de la CSP et un effet plus mesuré du sexe. L'analyse de l'hétérogénéité par Cox :

```
Call:
coxph(formula = Surv(AncEntree, AncSortie, non_censure, type = "counting") ~
      CSP + Sexe + AgeSurvenance, data = dataTRA)

      coef exp(coef) se(coef)      z      p
CSPcadres  -0.1508    0.860  0.03053  -4.94 7.8e-07
CSPENS     -0.1758    0.839  0.03032  -5.80 6.7e-09
CSPens. pers -0.1775    0.837  0.02178  -8.15 3.3e-16
SexeH      0.0907    1.095  0.01841   4.93 8.3e-07
AgeSurvenance 0.0339    1.034  0.00112 30.22 0.0e+00

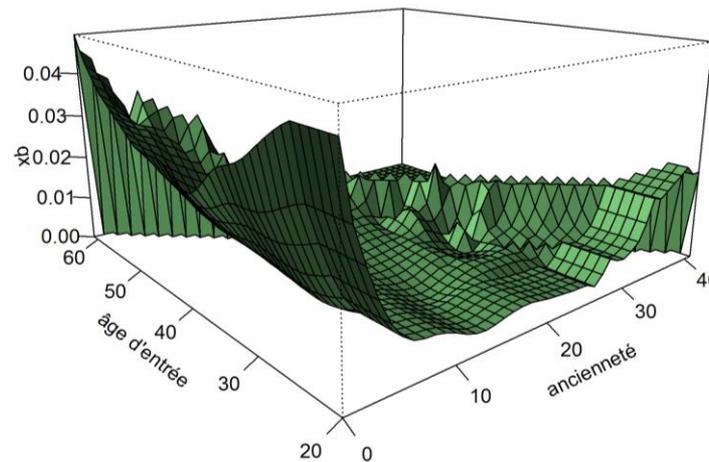
Likelihood ratio test=1092 on 5 df, p=0 n= 383572, number of events= 12049
```

- Seul l'effet de l'âge à la survenance est pris en compte dans la table.

Présentation des nouvelles tables

Maintien en invalidité (1/3)

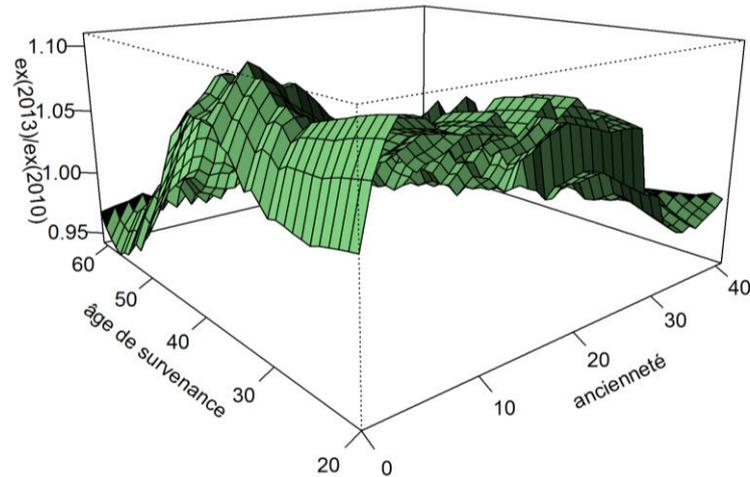
- Les tables indiquent les effectifs de personnes en invalidité en fonction de l'âge à l'entrée dans l'état (20 à 64 ans) pour les anciennetés en années de 0 à 45 partant d'un effectif initial de 10 000. Les tables de la réglementation actuelle, ajustées en 2010 pour tenir compte de la réforme des retraites, supposent un départ à 62 ans.
- Pour garantir la comparabilité de la nouvelle table avec la table actuelle, celle-ci a donc été tronquée à 62 ans.



Présentation des nouvelles tables

Maintien en invalidité (2/3)

- Le rapprochement avec les tables actuellement en vigueur conduit à observer une augmentation des durées de maintien pour la plupart des anciennetés, avec une valeur moyenne du rapport entre les espérances de maintien des deux tables de l'ordre de 104%.



Présentation des nouvelles tables

Maintien en invalidité (3/3)

- Le graphique précédent met en évidence le caractère non lissé des taux de sortie ajustés par le BCAC dans la table actuelle. Cette année la table a été lissée.
- On retrouve là encore un effet sensible à l'âge à l'entrée dans l'état. L'analyse de l'hétérogénéité par Cox :

```
Call:
coxph(formula = Surv(AncEntree, AncSortie, non_censure, type = "counting") ~
      Sexe + AgeSurvenance, data = dataINV)
```

	coef	exp(coef)	se(coef)	z	p
SexeH	0.168	1.18	0.01810	9.27	0
SexeNR	0.423	1.53	0.02843	14.88	0
AgeSurvenance	0.112	1.12	0.00186	60.12	0

```
Likelihood ratio test=4616 on 3 df, p=0 n= 63148, number of events= 14071
```

1. Présentation des nouvelles tables
2. **Méthode d'analyse**
3. Lois de maintien en incapacité de travail
4. Passage en invalidité
5. Lois de maintien en invalidité
6. Comparaison des références 2010 et 2013
7. Conclusion

- ■ On cherche à mesurer l'adéquation des lois construites par le BCAC aux observations et à évaluer la prudence induite par leur utilisation lors du calcul des provisions.
- ■ Le principe de l'approche retenu consiste à comparer des observations aux valeurs théoriques issues du modèle, en mesurant l'incertitude associée.
- ■ Cette démarche est déclinée de deux manières :
 - On compare des sorties « instantanées » d'un état selon une maille « âge x ancienneté ».
 - En pratique ces tables sont utilisées pour calculer des provisions, dans une logique multi-périodique. On effectue donc également des comparaisons sur un exercice civile complet (et non plus seulement mois par mois) pour l'incapacité et sur l'ensemble des arrêts clos pour l'invalidité.

Méthode d'analyse

Comparaisons instantanées

- En notant E_x l'exposition au risque à l'ancienneté x et D_x le nombre de sorties observées (pour un âge à l'entrée fixé), l'intervalle de confiance asymptotique de niveau α pour D_x est donné par (cf. PLANCHET et THEROND [2011]):

$$I_\alpha = \left[E_x q_x - u_{\alpha/2} \sqrt{E_x q_x (1 - q_x)}, E_x q_x + u_{\alpha/2} \sqrt{E_x q_x (1 - q_x)} \right]$$

- $E_x q_x$ représente le nombre de sorties théoriques issu du modèle. On utilise ce résultat pour construire des intervalles de confiance ponctuels pour D_x et juger ainsi de l'adéquation de la table aux données. Le niveau de confiance retenu est de 95%.

Méthode d'analyse

Comparaisons multi-périodiques

- L'objectif est de comparer les durées d'arrêt effectivement observées avec l'estimation issue des tables d'expérience.
- Nous disposons d'arrêts dont les dates de survenance sont comprises entre le 01/01/2005 et le 31/12/2011 (incapacité) et antérieures au 31/12/2011 (invalidité).
- Les projections des durées d'arrêt sont effectuées par exercice civil.
- Compte tenu de la nature des données disponibles, on décline cette logique de manière différente pour l'incapacité et les transitions, d'une part, l'invalidité d'autre part.

Comparaisons multi-périodiques - maintien en incapacité et transitions (1/2)

- Pour les arrêts en cours au 31/12/N-1, la durée résiduelle et/ou le nombre de passages d'incapacité en invalidité pour l'année N sont estimés et sont comparés avec la durée effective des arrêts et/ou le nombre de passages en invalidité réellement observé sur cette même année. Ce mécanisme est reconduit successivement pour chacune des années 2005 à 2011.
- Exemple : On estime pour les arrêts en cours au 31/12/2006 la durée d'arrêt résiduelle sur 2007, et ainsi de suite. Au final, on obtient pour les années 2005 à 2011 une estimation annuelle des durées d'arrêt cumulées et/ou du nombre de passages en invalidité pour les arrêts en cours au début de chaque année considérée.
- On dispose par ailleurs des données permettant de déterminer le nombre de jours effectif d'arrêt sur ces périodes. En effet, la durée d'indemnisation effective des arrêts en cours au 31/12/N-1 sur l'année N est estimée comme le nombre de jours, plafonné à 1 an, séparant la date de fin des indemnisations et le 31/12/N-1.

- ■ Il est donc possible de comparer les arrêts en cours au 31/12 des années 2005 à 2011:
 - Le nombre de jours d'arrêt de l'année à venir estimé, calculé sur la base des tables d'expérience;
 - Avec le nombre de jours d'arrêt réellement observée cette année-là.

- ■ On considère les sinistres pour lesquels un paiement a effectivement été effectué au cours de l'exercice de comparaison, ce qui est ici équivalent à considérer les sinistres pour lesquels la date d'entrée dans l'observation est antérieure au 01/01 de l'exercice et la date de sortie postérieure à cette même date.

- ■ Ce dernier point, permet de porter un avis sur le degré d'adéquation de la loi d'expérience aux données empiriques et d'en vérifier la pertinence dans l'évaluation des durées des arrêts en cours, mais ne peut pas être effectué dans le cadre d'une prédiction, mais uniquement pour un contrôle rétrospectif.

- Dans le cadre du maintien en invalidité, l'approche retenue précédemment n'est pas pertinente et revient, compte tenu de la maille d'analyse annuelle, à analyser les sorties d'invalidité dans l'exercice.
- On choisit donc un point de vue différent en considérant pour chaque année de 2005 à 2011 les sinistres clos au cours de l'exercice.
- Pour ces sinistres on compare la durée observée du sinistre depuis l'origine (resp. depuis son entrée dans la période d'observation) avec l'espérance résiduelle de maintien initiale (resp. depuis cette date).

- Les règlements espérés de l'année N d'un assuré, entré en incapacité à l'âge x dont l'ancienneté dans l'arrêt est a sont calculés à l'aide la formule suivante (Les formules pour l'invalidité sont identiques aux bornes près) :

$$R(x, a) = \frac{1}{l_a^x} \sum_{k=a+1}^{\min(36, a+12)} l_k^x$$

- Afin d'intégrer les incertitudes liées aux fluctuations d'échantillonnage, on construit un intervalle de confiance à partir de l'estimation de la volatilité du montant global des règlements espérés. Ce calcul s'effectue en trois étapes :

- Estimation des volatilités individuelles des règlements espérés de l'année N : $\sigma_{x,a} = \sqrt{\sum_{k=a+1}^{\min(36, a+12)} 2 \left(k - a + \frac{1}{2} \right) \frac{l_k^x}{l_a^x} - R(x, a)^2}$
- Estimation de la volatilité de la provision globale : $\sigma_{\text{provision}} = \sqrt{\sum_{i=1}^{I_N} \sigma_{x_i, a_i}^2}$
- On déduit des deux première étapes l'intervalle de confiance à 95% : $IC_{\text{provision}} = [P - 1,96 \times \sigma_{\text{provision}}, P + 1,96 \times \sigma_{\text{provision}}]$

Avec $P = \sum_{i=1}^{I_N} R(x_i, a_i)$ le montant estimé des jours passés en incapacité de l'exercice N. La probabilité que le nombre de jours passés en incapacité effectivement observé se situe dans l'intervalle de confiance est donc égale à 95%.

- Dans le cadre d'un passage en invalidité, la variable de durée reste l'ancienneté. L'âge à l'entrée est une variable explicative, pour les sinistres en incapacité et en cours de paiement au 31/12/N-1 (selon la règle qui définit un sinistre « en cours »). On compare les nombres de transitions espérées sur l'année N avec les nombres de transitions observées.
- La probabilité qu'un assuré, entré en incapacité à l'âge x et d'ancienneté a , passe en invalidité sur un an est estimée à l'aide la formule suivante :

$$\tau(x, a) = \sum_{k=a}^{\min(35, a+11)} \frac{l_k^x}{l_a^x} \times t_k^x$$

Où $(t_x^k)_{x,k}$ est la table des taux de passage mensuels.

- De la même manière que pour les lois de maintien en incapacité et invalidité, les trois étapes de construction sont reprises afin de créer l'intervalle de confiance. Seule l'expression de l'estimation des volatilités individuelles des règlements espérés pour l'année N est modifiée. Dans ce cas, il s'agit d'une expérience de Bernouilli : $\sigma_{x,a} = \sqrt{\tau(x, a) \times (1 - \tau(x, a))}$

- Les données utilisées dans cette étude sont des données collectées par le BCAC auprès de différents organismes. Ces données ont par la suite été retraitées et harmonisées afin de les rendre exploitables pour la construction de différentes lois.
- Deux bases de données distinctes ont été étudiées :
 - Pour les lois de maintien en incapacité,
 - Pour les lois de maintien en invalidité.
- On dispose pour l'invalidité d'une volumétrie environ 8 fois moindre que celle disponible pour l'incapacité, qui reste toutefois importante au regard des données usuellement accessibles.

- Les durées (âge, ancienneté) entières sont égales à la partie entière de la valeur exacte.
- Les durées sont calculées en jours puis divisé par 365,25 pour avoir des années, puis multipliées par 12 pour avoir des durées en mois le cas échéant.
- Les expositions au risque sont quant à elles déterminées sur une base journalière en observant, pour chaque individu, le temps passé entre deux instants. Le calcul de la contribution de l'assuré d'ancienneté x à l'exposition de la période 01/01/N – 31/12/N est effectué de la manière suivante :

$$\text{Contribution}([x]) = \frac{\min\{([x]+1) \times 365,25; \text{AncFinObservation}\} - \text{AncDebutObservation}}{365,25}$$

$$\text{Contribution}([x]+1) = \frac{\max\{\text{AncFinObservation} - ([x]+1) \times 365,25; 0\}}{365,25}$$

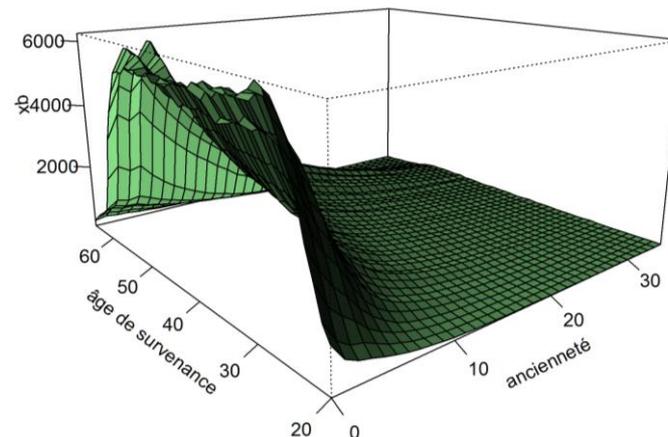
- $\text{AncFinObservation} = "31/12/N" - \text{DateSurvenance}$: ancienneté en jours à la fin de l'observation de cet assuré pour l'année d'observation N;
- $\text{AncDebutObservation} = "01/01/N" - \text{DateSurvenance}$: ancienneté en jours au début de l'observation de cet assuré pour l'année d'observation N

1. Présentation des nouvelles tables
2. Méthode d'analyse
3. Lois de maintien en incapacité de travail
4. Passage en invalidité
5. Lois de maintien en invalidité
6. Comparaison des références 2010 et 2013
7. Conclusion

Lois de maintien en incapacité de travail

Données brutes (1/2)

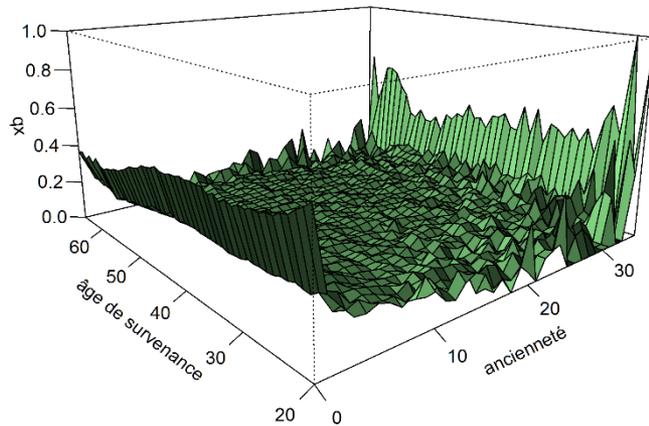
- Le BCAC a fait le choix d'exclure de la base les sinistres survenus avant le début de la période d'observation (01/01/2005).
- On dispose sur la période 01/01/2005 – 31/12/2011 de 383 572 arrêts observés, dont 90% sont terminés. L'âge moyen de survenance est de 41,5 ans. L'ancienneté moyenne à l'entrée dans l'observation est de 0,8 mois. La durée moyenne des sinistres clos est de 4,9 mois. Enfin on peut noter que la proportion d'hommes est de 48%.
- Sur ces bases on en déduit l'exposition au risque :



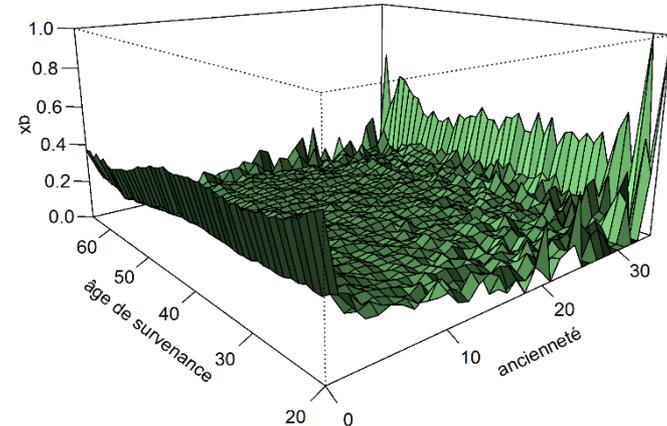
Lois de maintien en incapacité de travail

Données brutes (2/2)

- Sur les bases précédentes, on en déduit l'estimateur de Kaplan-Meier et l'estimateur de Hoem.
- L'estimateur de Hoem s'avère très proche de celui de Kaplan Meier, ce qui valide le calcul des expositions au risque.



Estimateur de KM des probabilités conditionnelles de sortie d'incapacité

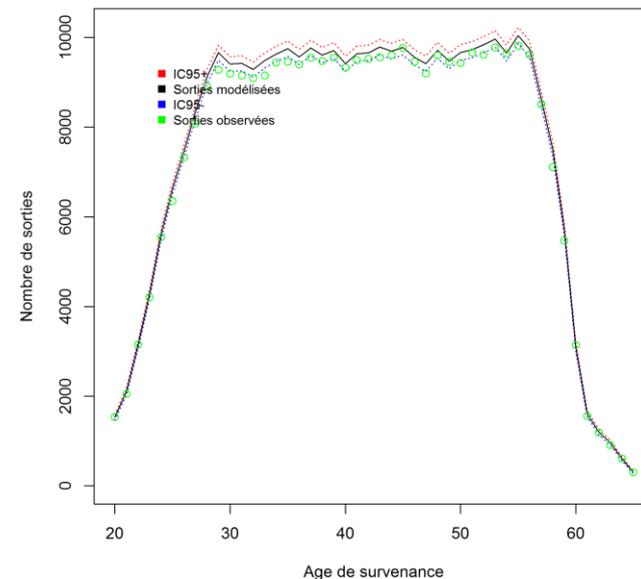
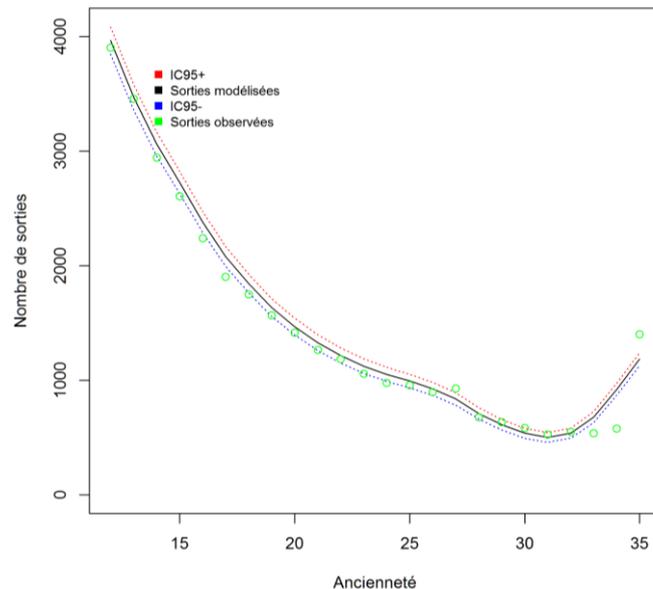


Estimateur de Hoem des probabilités conditionnelles de sortie d'incapacité

Lois de maintien en incapacité de travail

Comparaison entre valeurs modélisées et observées (1/2)

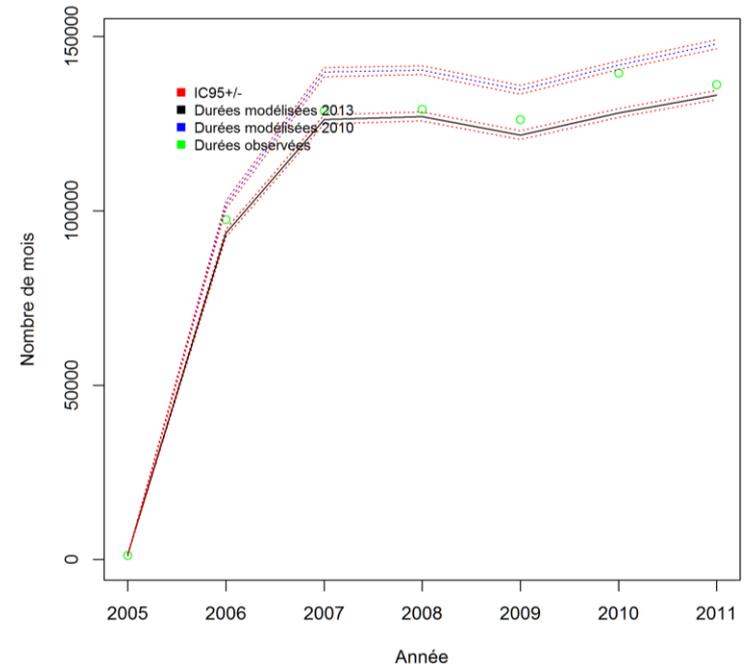
- On note que les sorties observées sont globalement positionnées sur la borne inférieure de l'intervalle de confiance ponctuel à 95%, signe que le modèle surestime légèrement les taux de sortie. Il a donc par conséquent tendance à légèrement sous-estimer les durées de maintien.



Lois de maintien en incapacité de travail

Comparaison entre valeurs modélisées et observées (2/2)

- La surestimation par le modèle des taux de sortie se traduit logiquement ici par une sous-estimation des durées issues du modèle d'environ 3% au global. On note logiquement que la nouvelle table représente mieux les données que l'ancienne.
- Les durées d'incapacité estimées par le modèle sont environ 10% inférieures à celles issues de la table de l'art. A331-22 (nommées « tables 2010 » dans les graphiques).



1. Présentation des nouvelles tables
2. Méthode d'analyse
3. Lois de maintien en incapacité de travail
4. Passage en invalidité
5. Lois de maintien en invalidité
6. Comparaison des références 2010 et 2013
7. Conclusion

Passage en invalidité

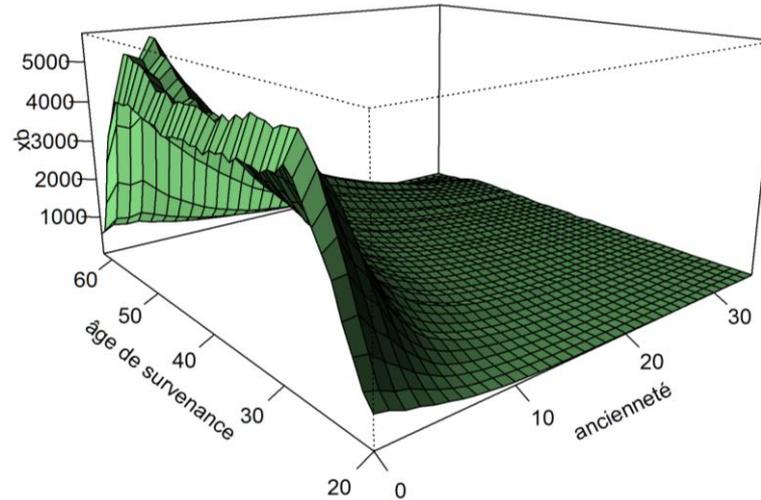
Données brutes (1/3)

- Les données utilisées sont identiques à celles utilisées pour le maintien en incapacité. Alors que pour le maintien en invalidité, l'ensemble des causes de sortie de l'incapacité ont été regroupées pour repérer les sinistres non censurés, on se limite ici à la cause de sortie « passage en invalidité ». La fin effective d'un arrêt est donc considérée comme une censure pour le passage en invalidité.
- Les statistiques de base sont identiques à celles présentées pour le maintien en incapacité, à l'exception :
 - De l'ancienneté au moment de la transition, égale à 22mois;
 - De la proportion de censures : alors que seulement 10% des sinistres sont censurés vis-à-vis de la sortie « toutes causes », 97% le sont lorsque l'on se restreint au passage en invalidité comme seule cause de sortie.
- On peut donc retenir que les transitions sont rares (3% des arrêts concernés sur une période observée de 7 ans) et interviennent tard.

Passage en invalidité

Données brutes (2/3)

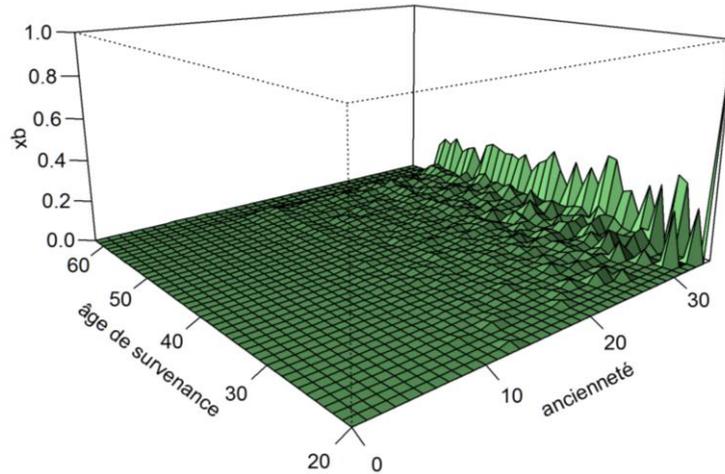
- Sur ces bases, on en déduit la structure de l'exposition au risque.



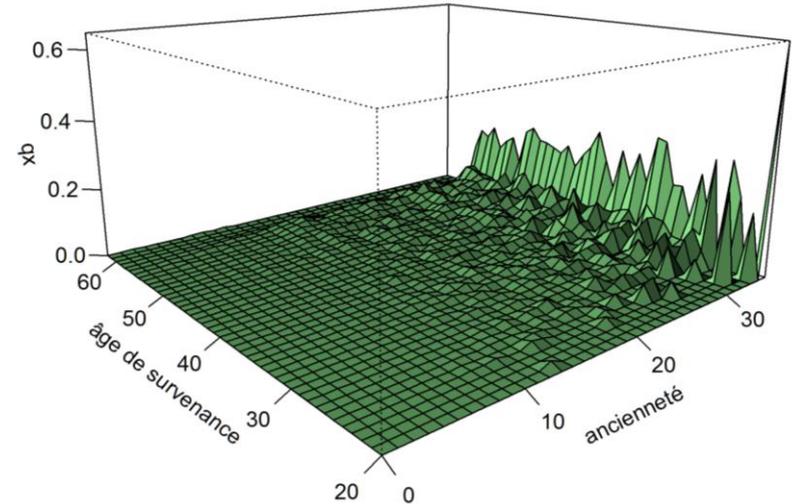
Passage en invalidité

Données brutes (3/3)

- On en déduit également l'estimateur de Kaplan-Meier et l'estimateur de Hoem.



Estimateur de KM des probabilités conditionnelles de passage en invalidité



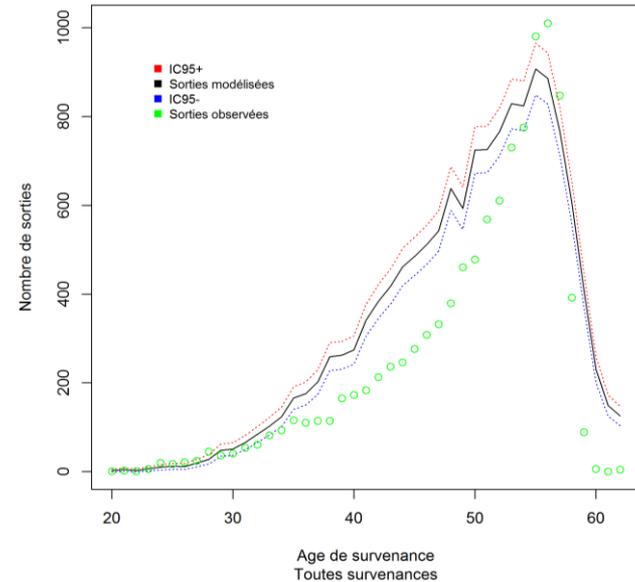
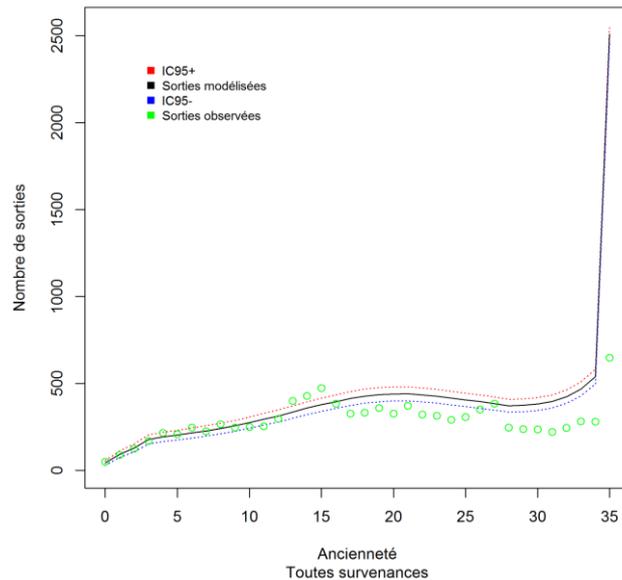
Estimateur de Hoem des probabilités conditionnelles de passage en invalidité

- Les graphiques ci-dessus illustrent le fait que les transitions vers l'invalidité se produisent pour des anciennetés élevées, après donc un séjour de longue durée dans l'état d'incapable.

Passage en invalidité

Comparaisons entre valeurs modélisées et observées (1/2)

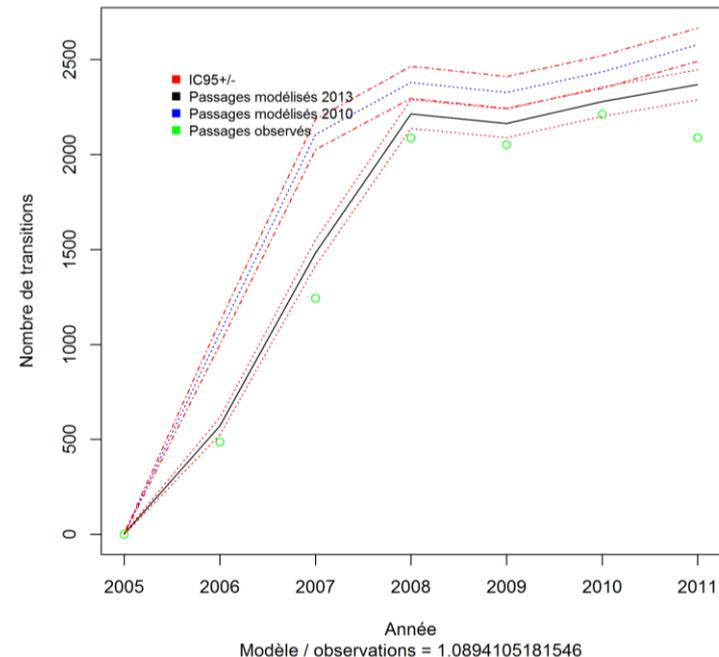
- On constate une tendance de la table à surestimer le nombre de transitions, avec une augmentation de ce biais avec l'ancienneté. Ce comportement est prudent dans le contexte d'utilisation de la table.



Passage en invalidité

Comparaisons entre valeurs modélisées et observées (2/2)

- On retrouve logiquement ici la surestimation du nombre de passages par la table d'expérience, qui majore au global de 9% le nombre de passages effectivement observés sur la période d'observation.
- La marge a été nettement réduite par rapport à la version précédente de cette table, qui conduit à une surestimation supérieure à 25%; en d'autres termes le nombre de transitions estimé baisse de 13%.

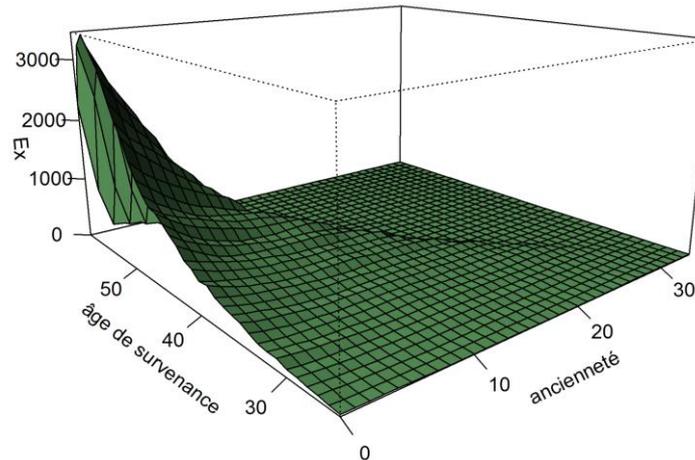


1. Présentation des nouvelles tables
2. Méthode d'analyse
3. Lois de maintien en incapacité de travail
4. Passage en invalidité
5. Lois de maintien en invalidité
6. Comparaison des références 2010 et 2013
7. Conclusion

Lois de maintien en invalidité

Données brutes (1/2)

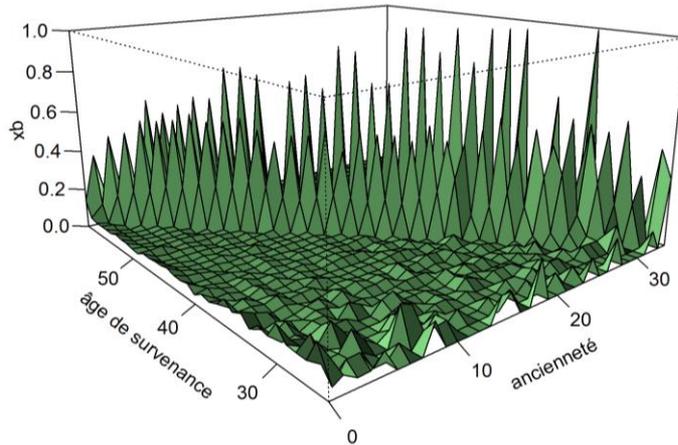
- On dispose, sur la période 01/01/2005 – 31/12/2011, de 63 148 arrêts observés, dont 22% sont terminés. L'âge moyen à l'entrée en invalidité est de 49,5 ans. L'ancienneté moyenne à l'entrée dans l'observation est de 2 ans. La durée moyenne des sinistres clos est de 5,8ans. Enfin, on peut noter que la proportion d'hommes est de 41%.
- On remarque que sur ces bases, l'exposition au risque est très concentrée après 40 ans, ce qui est cohérent avec l'âge moyen de survenance d'un arrêt et la durée avant la transition d'incapacité vers l'invalidité.



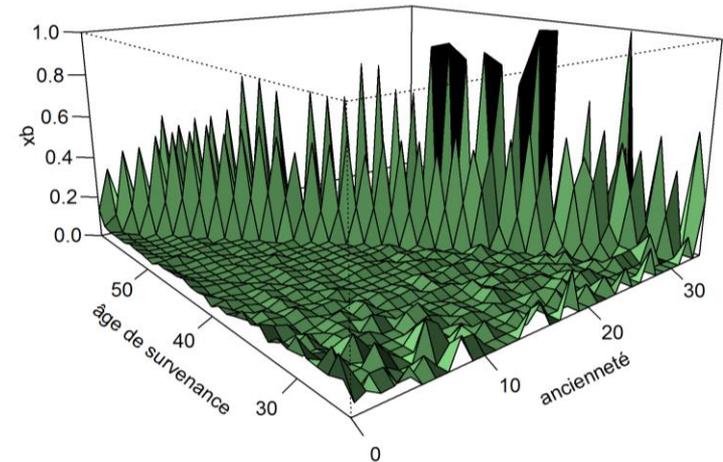
Lois de maintien en invalidité

Données brutes (2/2)

- On en déduit également l'estimateur de Kaplan-Meier et l'estimateur de Hoem.



Estimateur de KM des probabilités conditionnelles de sortie d'invalidité



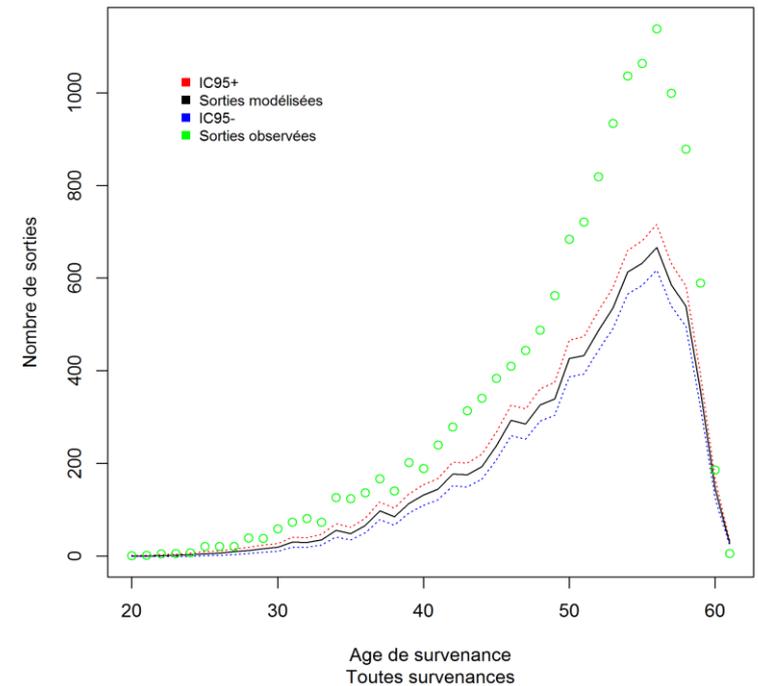
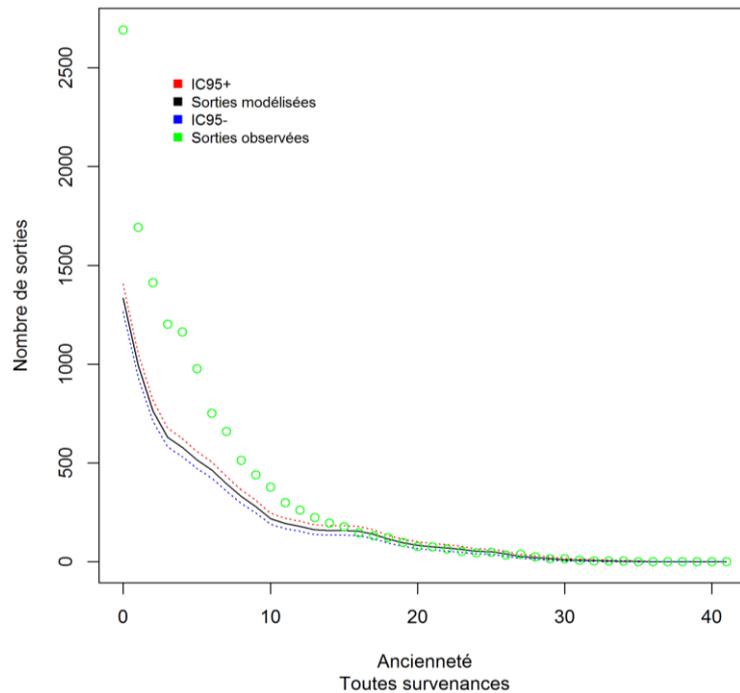
Estimateur de Hoem des probabilités conditionnelles de sortie d'invalidité

- On retient de ces graphiques un comportement très erratique des taux de sortie.

Lois de maintien en invalidité

Comparaisons entre valeurs modélisées et observées (1/2)

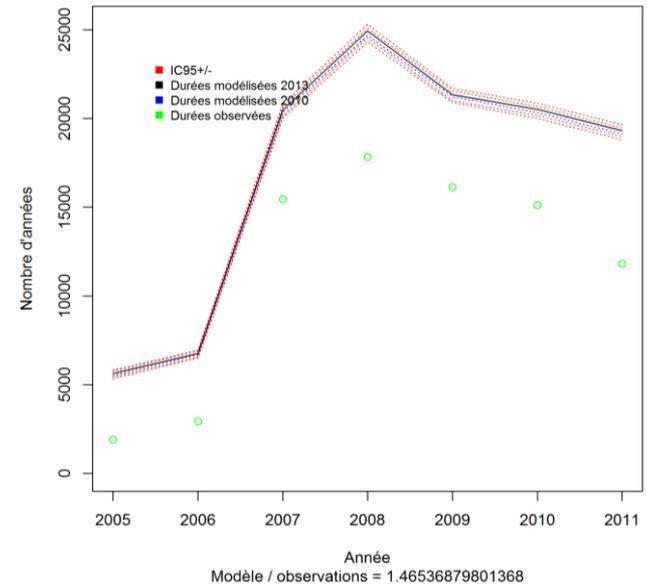
- On observe ici une sous-estimation des sorties à tous les âges. En fonction de l'ancienneté, on note une sous-estimation des sorties pendant les 15 premières années d'invalidité.



Lois de maintien en invalidité

Comparaisons entre données modélisées et observées (2/2)

- Les durées d'invalidité estimées avec les tables réglementaires actuelles et 2013 sont très proches (écart de 0,1%). En revanche, on observe une surestimation significative des durées par le modèle, la table fournissant des espérances résiduelles de maintien majorant d'environ 74% les durées effectivement observées.
- Les calculs conduisent alors à une marge de prudence très importante. On peut toutefois observer que les comparaisons effectuées le sont sur la base d'un âge de départ en retraite de 62 et que, pour des invalidités anciennes, cette hypothèse est infondée.
- En effectuant la même comparaison avec l'hypothèse d'une fin d'invalidité à 60 ans, la majoration observée avec un âge de fin d'invalidité maximum de 62 ans passe de 74% à 46%.

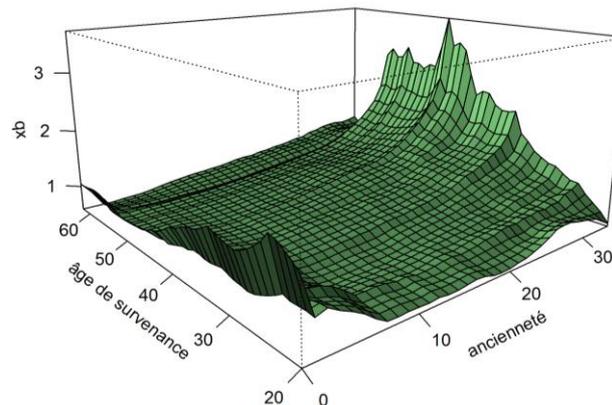


1. Présentation des nouvelles tables
2. Méthode d'analyse
3. Lois de maintien en incapacité de travail
4. Passage en invalidité
5. Lois de maintien en invalidité
6. Comparaison des références 2010 et 2013
7. Conclusion

Comparaisons des références 2010 et 2013

Enchaînement des lois (1/2)

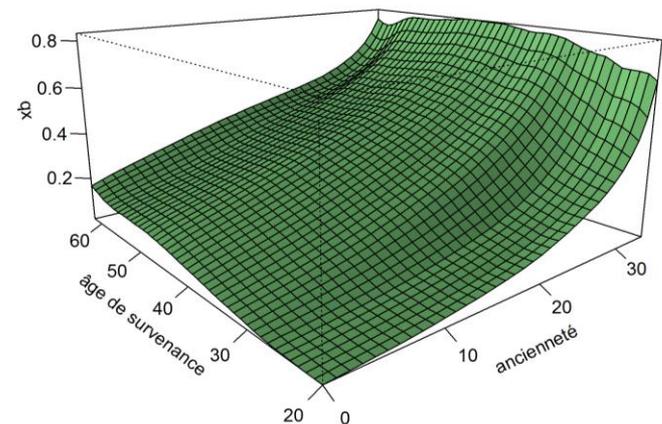
- Jusqu'à présent chacune des lois a été analysée séparément. On souhaite dans cette section examiner l'enchaînement de l'incapacité et de l'invalidité pour un incapable en cours.
- Plus précisément, partant d'un incapable d'âge à la survenance et d'ancienneté de l'arrêt fixée, on souhaite calculer la durée moyenne de maintien à partir de la loi de transition et de la loi en maintien en invalidité. Le calcul est mené pour les nouvelles lois objet de l'étude et pour les tables actuelles (« référence 2010 ») afin de comparer les durées de maintien dans ces deux situations.
- La valeur moyenne (non pondérée par l'exposition) du rapport des espérances de maintien totales est égale à 101%.
- En prenant en compte l'exposition au risque associée aux données transmises, ce rapport s'établit à 84%.



Comparaisons des références 2010 et 2013

Enchaînement des lois (2/2)

- La part de l'invalidité dans la durée totale de l'arrêt de travail croît de manière régulière avec l'ancienneté pour atteindre environ 85% à 35 mois et 100% à 36 mois.
- En tenant compte d'une structure de portefeuille avec une répartition (standard) des provisions de 20% pour l'incapacité, 20% pour l'invalidité en attente et 60% pour l'invalidité en cours, on observe une baisse d'environ 5% des provisions.
- La baisse de 15% de la durée totale de maintien avec les lois 2013 par rapport aux lois 2010 résulte de la combinaison des éléments suivants :
 - Une baisse de 10% des durées de maintien en incapacité;
 - Une baisse de 10% des transitions;
 - Une stabilité des durées de maintien en invalidité;
 - Un poids de l'invalidité en attente dans le total de 20%.



1. **Présentation des nouvelles tables**
2. **Méthode d'analyse**
3. **Lois de maintien en incapacité de travail**
4. **Passage en invalidité**
5. **Lois de maintien en invalidité**
6. **Comparaison des références 2010 et 2013**
7. **Conclusion**

- Cette présentation s'est attachée à comparer les nouvelles tables construites par le BCAC avec les références actuelles et à mesurer les écarts entre les données utilisées pour la construction et les tables proposées.
- Les analyses sont menées globalement sur l'ensemble des portefeuilles fournis par les organismes participants et l'adéquation des tables doit donc être appréciée dans un second temps au regard des situations particulières des différents participants.
- Pour le maintien en incapacité, on observe une légère sous-estimation des durées issues du modèle par rapport aux observations d'environ 3% au global. La nouvelle table représente mieux les données que celle visée à l'article A 331-22. Les durées estimées par le modèle sont environ 10% inférieures à celles issues de la table actuelle.

- La table de transition de l'incapacité vers l'invalidité majeure au global de 9% le nombre de passages effectivement observés sur la période d'observation. La marge a été réduite par rapport à la version précédente de cette table et à différents travaux sur le sujet. Au bout du compte, le nombre de transitions estimé baisse de 13% en passant des références actuelles (maintien en incapacité et passage) aux références 2013, mieux adaptées aux données utilisées. Il s'agit d'une approche prudente.
- Enfin, en ce qui concerne le maintien en invalidité, les résultats obtenus avec les tables 2013 sont très proches des valeurs actuelles. On observe une surestimation des durées par le modèle, surestimation d'autant plus importante que l'ancienneté dans l'invalidité est importante. Sur la base des données communiquées, la marge de prudence globale à l'origine est en moyenne de 46% (départ à 60 ans) et les variations de cette marge d'un portefeuille à l'autre sont très significatives. Des travaux complémentaires pourraient utilement être menés pour affiner l'approche.

- **Après avoir analysé chacune des lois séparément, un examen de l'enchaînement de l'incapacité et de l'invalidité pour un incapable en cours a été mené. On observe alors une baisse de 15% de la durée totale de maintien avec les lois 2013 par rapport aux lois 2010. Cette baisse résulte de la baisse de 10% des durées de maintien en incapacité, de la baisse de 10% des transitions et de la stabilité des durées de maintien en invalidité (sachant que la part de l'invalidité en attente dans la durée totale est de 20% avec les lois 2013).**
- **Cet impact est issu d'un calcul théorique : des portefeuilles d'assurés se sont vus appliquer le jeu de barèmes actuels puis le jeu de barèmes nouvellement réalisés. Dans la réalité des comptes, chaque entreprise connaîtra son impact spécifique. En effet, les méthodologies de provisionnement et de suivi de portefeuille conduiront à des impact moindres pour les sociétés qui ont déjà adapté le niveau de provisionnement en fonction du comportement réel des assurés. Par conséquent, il convient de ne pas transposer directement l'impact constaté sur le calcul théorique à la réalité des pratiques dans les sociétés.**