



# Outils théoriques et opérationnels adaptés au contexte de l'assurance vie en Afrique subsaharienne francophone

## - Analyse des risques liés à la mortalité

Présentation du 14 décembre 2011



**Aymric KAMEGA** Actuaire  
[akamega@ressources-actuarielles.net](mailto:akamega@ressources-actuarielles.net)

# Introduction



## Publications

Les travaux menés dans le cadre de la présente thèse ont fait l'objet des publications suivantes :

Kamega A. [2010] « Défis de l'assurance vie en Afrique noire francophone », *La Tribune de l'Assurance* 143.

Kamega A., Planchet F. [2011], « Hétérogénéité : mesure du risque d'estimation dans le cas d'une modélisation intégrant des facteurs observables », *Bulletin Français d'Actuariat*, Vol. 11, No. 21 (papier présenté le 21/06/2011 au Colloque AFIR 2011).

Planchet F., Kamega A. [2011A], « Construction d'une table de mortalité prospective pour un régime de rentes : prise en compte du risque d'estimation », *Cahiers de recherche de l'ISFA*, WP2140 (soumis pour publication).



## Choix du sujet et contexte de l'étude

Le taux de pénétration est égal à moins de 0,5 % en Afrique subsaharienne francophone, contre plus de 3 % en Afrique et plus de 4 % au niveau mondial.

Les éléments de contexte défavorables au développement de l'assurance vie dans la région peuvent être répartis en trois classes interdépendantes :

- l'environnement social,
- le contexte économique,
- les caractéristiques du marché de l'assurance vie CIMA.

Il existe toutefois de bonnes raisons de penser que l'assurance vie dans la région dispose de marges de progression importantes.

Pour cela, des solutions innovantes et adaptées au contexte sont toutefois nécessaires, et une réflexion en vue de fournir des outils adaptés au marché d'Afrique subsaharienne francophone est donc indispensable, tant sur le plan technique que sur le plan commercial.



## Choix du sujet et contexte de l'étude

Sensible à cette nécessité, l'autorité de contrôle prudentiel de la région a adopté le principe de tables de mortalité d'expérience en remplacement des tables de population française entre 1960 et 1964.

En pratique, suite à un travail d'analyse de données conséquent, les données transmises par les assureurs de la zone ont permis de construire un jeu de quatre tables du moment (par sexe et sous-région) selon la démarche suivante :

- ajustement de la mortalité des hommes à partir d'une référence externe (Brass),
- déduction de la mortalité des femmes avec un modèle multiplicatif (Cox).

Au global, malgré des données de qualité améliorable, les références de mortalité obtenues ainsi conduisent à des résultats explicables.

Deux pistes d'amélioration apparaissent toutefois utiles :

- la prise en compte des différences de mortalité entre pays de la zone,
- la prise en compte de l'évolution de la durée de vie humaine au fil des années.



## SOMMAIRE

Outils théoriques et  
opérationnels  
adaptés au contexte  
de l'assurance vie en  
Afrique  
subsaharienne  
francophone

1. Mortalité actuelle : modélisation  
de l'hétérogénéité et mesure des  
risques associés

2. Mortalité future : modélisation  
prospective de la mortalité et mesure  
des risques associés (2 scénarios)

# 1. Modélisation de l'hétérogénéité et risques associés



## 1.1. Contexte

Dans le cadre de construction de tables de mortalité d'expérience *best estimate*, il convient prendre en compte l'hétérogénéité du portefeuille.

En effet, avec une approche trop globale pour l'ensemble du portefeuille, on court le risque de n'être finalement *best estimate* sur aucune des sous-populations significatives composant le portefeuille et de voir la table devenir inadaptée dès que le portefeuille se déforme avec le temps.

*A contrario*, une segmentation trop fine fait apparaître, entre autres, des risques liés à la réduction du volume de données.

Une réflexion s'impose alors sur le choix du niveau de segmentation optimal.

La quantification du risque d'estimation associé à la construction de tables d'expérience peut être un critère utile à cet effet.

# 1. Modélisation de l'hétérogénéité et risques associés



## 1.2. Mesure du risque d'estimation

Le risque d'estimation sur les données est le critère retenu pour définir le niveau de segmentation optimal, et on commence à le mesurer sur les taux de décès. On considère un modèle de Brass, c'est-à-dire un modèle à référence externe tel que  $y_x = a \times z_x + b + \varepsilon_x$ , avec  $y_x = \ln(\hat{q}_x / (1 - \hat{q}_x))$  et  $z_x = \ln(q_x^{ref} / (1 - q_x^{ref}))$ .

Deux approches peuvent être envisagées (dans les 2 cas on retient une méthode de Monte-Carlo pour simuler la distribution d'une loi normale).

Dans la 1<sup>ère</sup> méthode on considère les taux bruts de Hoem, d'où :  $Q_x \sim N\left(\hat{q}_x; \sqrt{\frac{\hat{q}_x(1-\hat{q}_x)}{R_x}}\right)$

On génère alors  $k$  simulations des taux bruts de décès selon cette loi, puis on détermine une estimation des paramètres  $\theta^k = (a^k, b^k)$ .

On en déduit ensuite  $k$  réalisations des taux ajustés :  $q_x(\hat{\theta}^k) = \frac{\exp(\hat{a}^k z_x + \hat{b}^k)}{1 + \exp(\hat{a}^k z_x + \hat{b}^k)}$

# 1. Modélisation de l'hétérogénéité et risques associés



## 1.2. Mesure du risque d'estimation

La 2<sup>ème</sup> approche s'appuie sur la simulation des résidus. Après avoir tester l'adéquation de la distribution des « vrais » résidus observés du modèle à la loi normale, on calcule empiriquement la moyenne et l'écart-type puis on génère des erreurs aléatoires selon la loi normale.

Les « taux de décès bruts » associés sont alors :  $q_x^k = \frac{\exp(\hat{a} \times z_x + \hat{b} + e_x^k)}{1 + \exp(\hat{a} \times z_x + \hat{b} + e_x^k)}$

On estime alors avec ces « taux bruts » les paramètres  $\theta^k = (a^k, b^k)$ , puis on en déduit ensuite  $k$  réalisations des taux ajustés :

$$q_x^k(\hat{\theta}^k) = \frac{\exp(\hat{a}^k z_x + \hat{b}^k)}{1 + \exp(\hat{a}^k z_x + \hat{b}^k)}$$

Le risque d'estimation peut alors être mesuré par le coefficient  $c(\psi_x) = \frac{\psi_x}{q_x(\hat{\theta})}$ , où

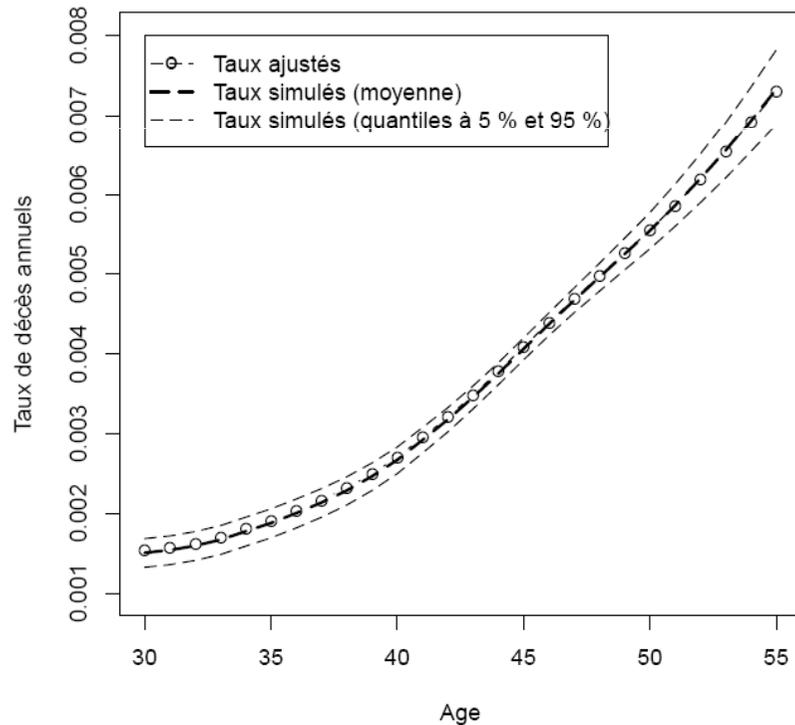
$$q_x(\hat{\theta}) = \frac{\exp(\hat{a} \times z_x + \hat{b})}{1 + \exp(\hat{a} \times z_x + \hat{b})} \quad \text{et} \quad \psi_x = \sqrt{E \left[ \left( q_x^{(k)}(\hat{\theta}^k) - q_x(\hat{\theta}) \right)^2 \right]}.$$

# 1. Modélisation de l'hétérogénéité et risques associés

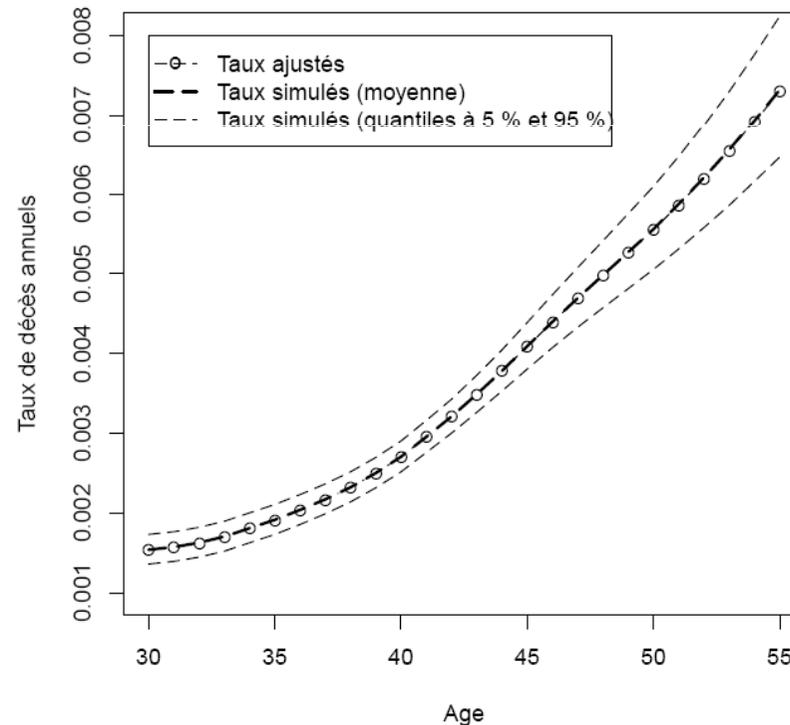


## 1.2. Mesure du risque d'estimation

Simulation directe des taux bruts



Simulation des résidus



Méthode de simulation des taux bruts (risque d'estimation)	Mesure du risque d'estimation (en % des taux ajustés)
Méthode 1 : simulation « directe » des taux bruts	4,07%
Méthode 2 : simulation des résidus	5,59%

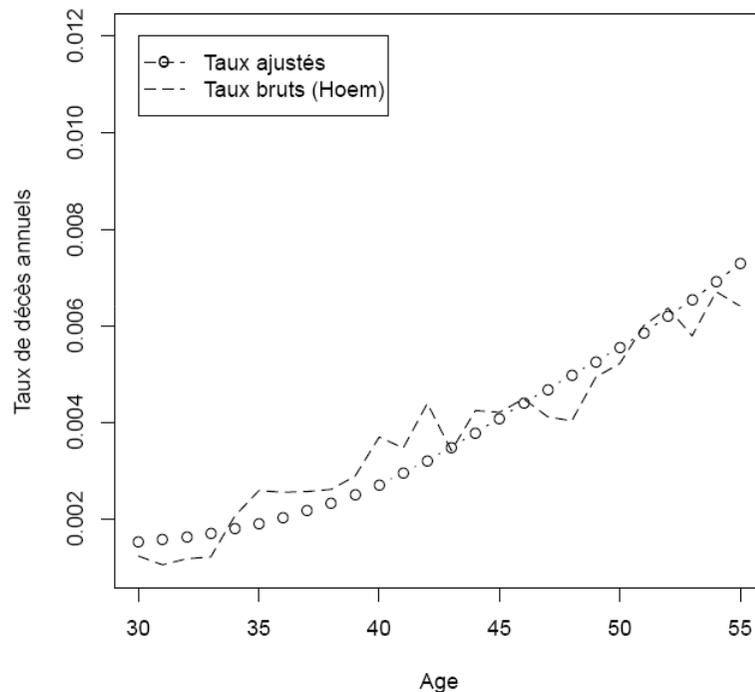
# 1. Modélisation de l'hétérogénéité et risques associés



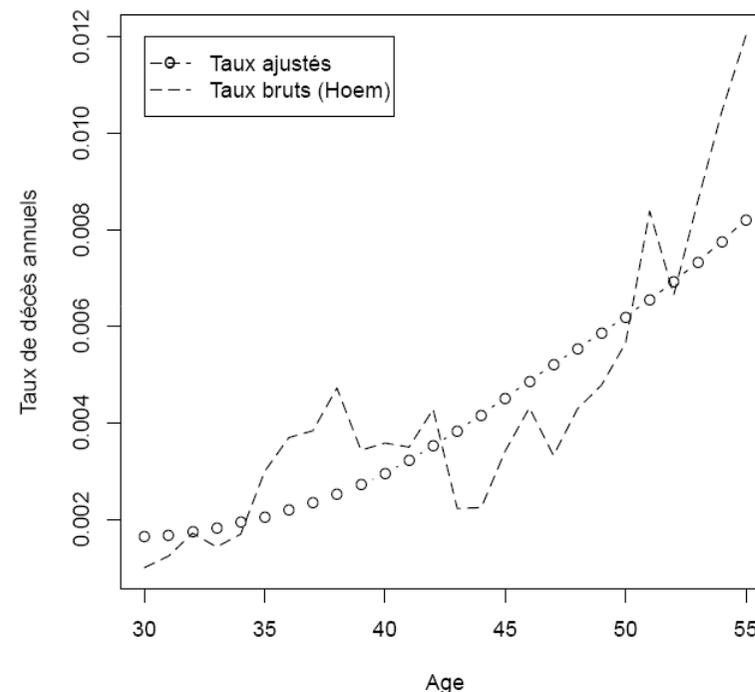
## 1.3. Impact d'une réduction d'échantillon

Homme (pop. ass.)	Exposition	Âge moyen	Taux décès moyen	Taux décès moyen (borne inf. à 95%)	Taux décès moyen (borne sup. à 95%)
CI	549 656	43,9 ans	0,40%	0,38%	0,41%
ML	12 114	42,5 ans	0,22%	0,14%	0,31%
TG	133 779	43,2 ans	0,42%	0,39%	0,46%
UEMOA (CI-ML-TG)	695 549	43,8 ans	0,40%	0,38%	0,41%

Taux ajustés et taux bruts (UEMOA)



Taux ajustés et taux bruts (TG)

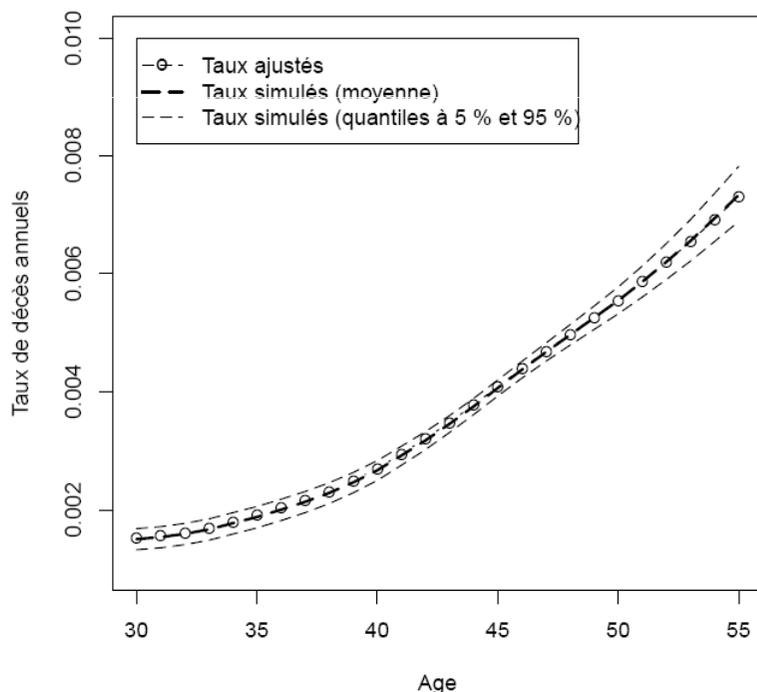


# 1. Modélisation de l'hétérogénéité et risques associés

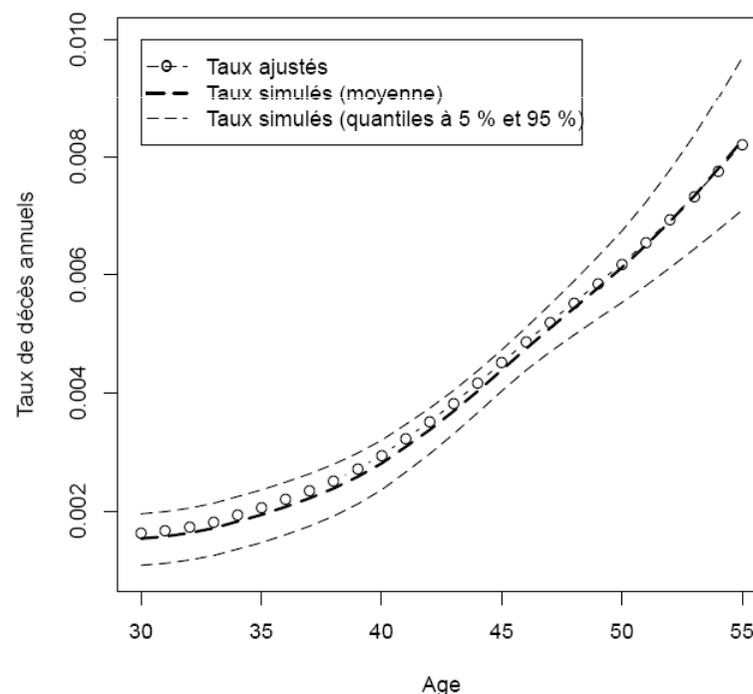


## 1.3. Impact d'une réduction d'échantillon

Simulation directe des taux bruts (UEMOA)



Simulation directe des taux bruts (TG)



Statistique	Brass (UEMOA)		Brass (TG)	
	Provision déterministe et taux ajustés	Provision déterministe et taux simulés (risque d'estimation)	Provision déterministe et taux ajustés	Provision déterministe et taux simulés (risque d'estimation)
Moyenne	$L_0 = 3,83 \cdot 10^{-2}$	$\bar{L}_0 = 3,80 \cdot 10^{-2}$	$L_0 = 4,18 \cdot 10^{-2}$	$\bar{L}_0 = 4,02 \cdot 10^{-2}$

# 1. Modélisation de l'hétérogénéité et risques associés



## 1.4. Choix de modèle d'hétérogénéité

La modélisation de l'hétérogénéité à partir de modélisations indépendantes de sous-populations n'est pas appropriée car elle fait apparaître un risque d'estimation significatif (illustré par une méthode de ré-échantillonnage des taux bruts), qui conduit à biaiser la table d'expérience et la provision *best estimate*.

Il faut donc construire un modèle intégrant l'hétérogénéité à partir de facteurs observables de manière plus globale.

A cet effet, on se tourne vers les modèles semi-paramétriques suivants :

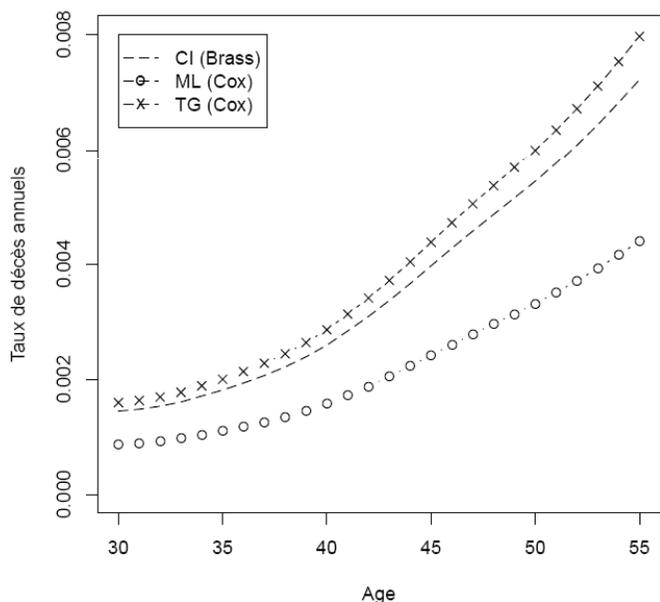
- Cox [1972] (multiplicatif) :  $\lambda(t | Z = z) = \lambda_0(t) e^{\delta^T z}$
- Lin et Ying [1994] (additif) :  $\lambda(t | Z = z) = \lambda_0(t) + \gamma^T z$

# 1. Modélisation de l'hétérogénéité et risques associés

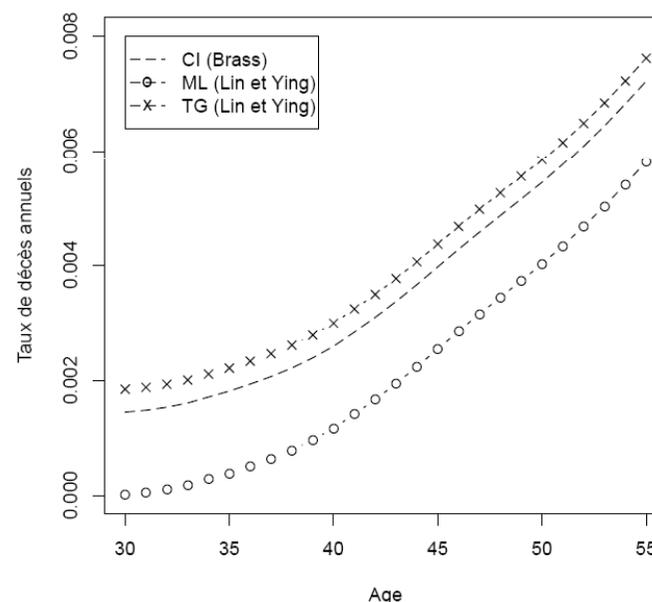


## 1.5. Comparaison des ajustements et backtesting

Taux ajustés par pays (Cox)



Taux ajustés par pays (Lin et Ying)



Modèle global UEMOA - H (Brass global)			
Pays	Décès observés	Décès prédits	Différence relative
Côte d'Ivoire	2 188	2 203	0,7%
Mali	27	44	63,8%
Togo	565	511	-9,6%

Modèles intégrant l'hétérogénéité (sans et avec fact. obs.)			
Pays (modèle)	Décès observés	Décès prédits	Différence relative
Côte d'Ivoire (Brass)	2 188	2 144	-2,0%
Mali (Brass <sup>(*)</sup> )	27	29	8,4%
Mali (Cox)		26	-3,2%
Mali (Lin et Ying)		26	-4,9%
Togo (Brass)	565	565	-0,1%
Togo (Cox)		548	-3,0%
Togo (Lin et Ying)		550	-2,7%

(\*) avec convention pour le traitement des taux de décès bruts nuls.

# 1. Modélisation de l'hétérogénéité et risques associés



## 1.6. Evolution du risque d'estimation

Population	Modèle de Brass (approche 1)	Modèle de Cox (approche 2)	Modèle de Lin et Ying (approche 2)
Togo $c(\psi_{TG})$	9,89 %	6,19 %	6,78 %

L'utilisation du modèle de Brass (modèle indépendant pour chaque sous-population), conduit à un risque d'estimation supérieur à celui obtenu avec le modèle de Cox ou de Lin et Ying (modèles intégrant l'hétérogénéité à partir de facteurs observables).

Statistique	Brass (TG)		Cox (TG)		Lin et Ying (TG)	
	Prov. et taux ajustés	Prov. et taux simulés	Prov. et taux ajustés	Prov. et taux simulés	Prov. et taux ajustés	Prov. et taux simulés
Moyenne	$4,18.10^{-2}$	$4,03.10^{-2}$	$4,06.10^{-2}$	$4,01.10^{-2}$	$4,22.10^{-2}$	$4,17.10^{-2}$

La prise en compte du risque systématique d'estimation diminue de 3,6 % la provision calculée lorsque l'on retient le modèle de Brass, alors que la baisse est de 1,2 % pour les modèles de Cox et de Lin et Ying.



## SOMMAIRE

Outils théoriques et  
opérationnels  
adaptés au contexte  
de l'assurance vie en  
Afrique  
subsaharienne  
francophone

1. Mortalité actuelle : modélisation de l'hétérogénéité et mesure des risques associés

2. Mortalité future : modélisation prospective de la mortalité et mesure des risques associés (2 scénarios)

## 2. Modélisation prospective et risques associés



### 2.1. Scénario 1 : présentation de l'approche de Bongaarts

En absence de données sur les tendances passées, on considère le modèle de Bongaarts [2004] :

$$\mu_{x,t} = \frac{\alpha_t e^{\beta x}}{1 + \alpha_t e^{\beta x}} + \gamma_t$$

où seuls les paramètres  $\alpha_t$  et  $\gamma_t$  sont dépendants du temps.

Bongaarts [2004] propose initialement une procédure en 4 étapes :

- 1) Calibrer, pour différentes périodes ou années passées  $t$ , le modèle de Thatcher (ajustement statistique) :  
$$\mu_x = \frac{\alpha e^{\beta x}}{1 + \alpha e^{\beta x}} + \gamma$$
- 2) Fixer la valeur du paramètre  $\beta$  en considérant la moyenne de  $\beta_t$ , et déterminer à nouveau les séries pour les paramètres  $\alpha_t$  et  $\gamma_t$ .
- 3) Extrapoler les paramètres  $\alpha_t$  et  $\gamma_t$  obtenus dans l'étape 2.
- 4) En déduire une projection des taux de mortalité à partir du modèle de Bongaarts, sur la base du paramètre  $\beta$  et des paramètres extrapolés  $\alpha_t$  et  $\gamma_t$

## 2. Modélisation prospective et risques associés



### 2.2. Scénario 1 : ajustement du modèle de Bongaarts

L'étape 1 de l'approche de Bongaarts préconise de réaliser l'ajustement statistique pour différentes années ou périodes passées. On considère toutefois ici un ajustement statistique pour une période de référence uniquement.

L'étape 2 de l'approche de Bongaarts relative au paramètre  $\beta_t$  est alors immédiate (puisque l'on a  $\beta_t = \beta$ ).

La projection des paramètres  $\gamma_t$  et  $\alpha_t$  pour l'étape 3 est ensuite réalisée par avis d'expert :

- Pour le paramètre  $\gamma_t$  (mortalité environnementale), il sera supposé qu'il est constant tout au long de la durée de projection. On a ainsi  $\gamma_t = \gamma$ .
- Pour le paramètre  $\alpha_t$  (niveau de mortalité), on se tourne vers une approche qui consiste à utiliser l'espérance de vie générationnelle à une date  $t$  et à un âge pivot  $x$  donnés, notée  $e_{x,t}$ .

## 2. Modélisation prospective et risques associés



### 2.3. Scénario 1 : ajustement du niveau de mortalité pour le modèle de Bongaarts

On a  $e_{x,t}$  qui se calcule par : 
$$e_{x,t} = \sum_{h>0} \prod_{k=0}^{h-1} (1 - q_{x+k,t+k}) .$$

En reprenant l'expression des  $q_x$  du modèle retenu, on obtient :

$$e_{x,t} = \sum_{h>0} \exp(-\gamma h) \prod_{k=0}^{h-1} \left( \frac{v_{x+k,t+k}}{v_{x+1+k,t+k}} \right)^{1/\beta} .$$

avec  $v_{u,t} = 1 + \alpha_t e^{\beta u}$  .

On pose ensuite une expression simple pour projeter  $\alpha_t$  , en fonction de  $t$  et de deux paramètres  $a_\alpha$  et  $b_\alpha$  :

- soit  $\alpha_t = a_\alpha \times t + b_\alpha$  , si l'on anticipe une évolution linéaire ;
- ou  $\alpha_t = \exp(a_\alpha \times t + b_\alpha)$  , si l'on anticipe une évolution exponentielle.

On cherche ensuite à résoudre : 
$$\underset{(a_\alpha, b_\alpha)}{\text{Min}} \left[ \left( e_{x,t} (\text{expert}) - \varphi_{x,t} (a_\alpha, b_\alpha) \right)^2 \right]$$
 avec  $e_{x,t} = \varphi_{x,t} (a_\alpha, b_\alpha)$

## 2. Modélisation prospective et risques associés



### 2.4. Scénario 1 : résultats et sensibilité des avis d'experts

Avis d'expert sur l'esp. de vie gén. à 30 ans en 2006 / forme décroissance niveau mortalité / âge fermeture (estimation esp. de vie gén. théorique)	Provision <i>best estimate</i> au 31/12/2009 (homme âgé de 55 ans en 2009)	
	Provision <i>best estimate</i>	Ecart relatif avec (1)
52 ans / décroiss. expo. / fermeture 105 ans (52,00 ans)	20,40	-1,1%
53 ans / décroiss. expo. / fermeture 105 ans (53,00 ans) (1)	20,62	0,0%
53 ans / <b>décroiss. linéaire</b> / fermeture 105 ans (53,14 ans)	20,64	0,1%
53 ans / décroiss. expo. / <b>fermeture 120 ans</b> (53,00 ans)	20,61	0,0%
54 ans / décroiss. expo. / fermeture 105 ans (54,00 ans)	20,85	1,1%
57 ans / décroiss. expo. / fermeture 105 ans (57,00 ans)	21,53	4,4%

À la lecture de ce tableau, il apparaît plusieurs enseignements :

- une évolution d'un an de l'avis d'expert sur l'espérance de vie à 30 ans engendre une évolution d'environ 1 % de la provision ;
- le choix d'une décroissance linéaire aux dépens d'une décroissance exponentielle a un impact limité sur le montant de la provision ;
- le passage d'une fermeture de 105 à 120 ans a un impact limité sur la provision.

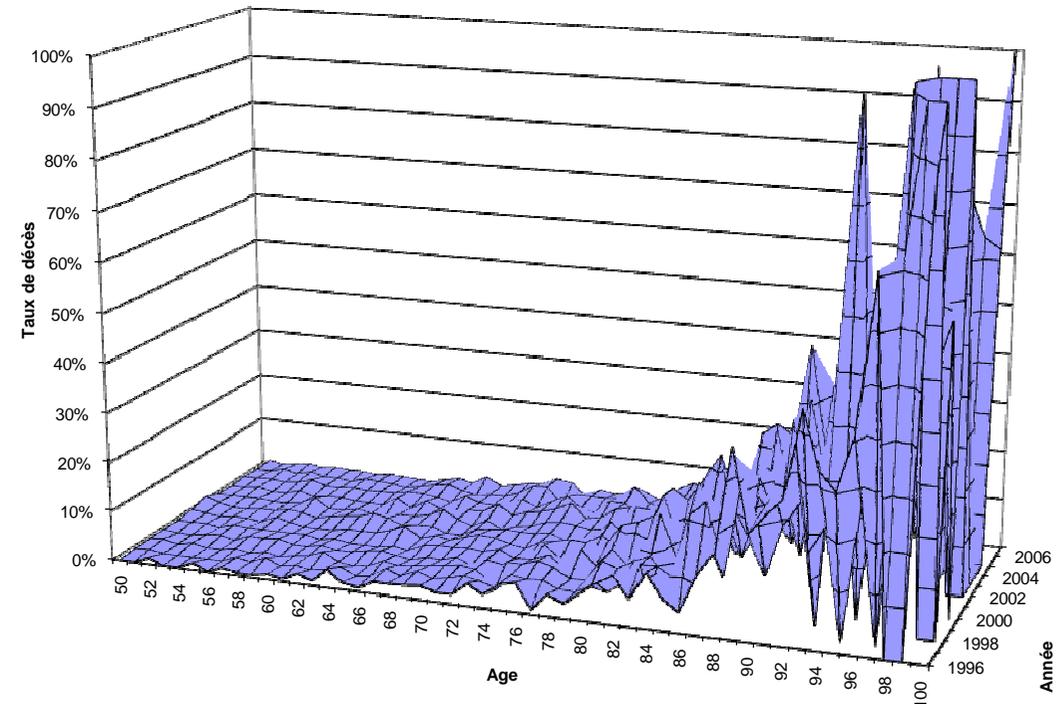
## 2. Modélisation prospective et risques associés



### 2.5. Scénario 2 : données et méthodes

On suppose désormais disposer de données relatives à un régime de retraite de 1996 à 2007 avec une exposition au risque concentrée sur la plage d'âge 50-100 ans.

L'exposition annuelle globale est d'environ 20 000 années avec un *sex-ratio* de 40 %.



Aussi, il a été décidé de s'appuyer sur une référence externe (les tables réglementaires françaises TGH/F05) et de construire les tables d'expérience H/F en positionnant la mortalité d'expérience par rapport à cette référence. L'ajustement est effectué sur les tables du moment reconstituées de 1996 à 2007.

$$\ln\left(\frac{\hat{q}_{xt}}{1-\hat{q}_{xt}}\right) = a \times \ln\left(\frac{q_{xt}^{réf}}{1-q_{xt}^{réf}}\right) + b + \varepsilon_{xt}$$

## 2. Modélisation prospective et risques associés



### 2.6. Scénario 2 : encadrement de la table d'expérience

Après ré-échantillonnage des taux bruts (à partir de la méthode de simulation directe présentée ci-avant), on souhaite construire un encadrement de la table ajustée. À cet effet, on s'appuie sur l'espérance de vie générationnelle (EV) :

$$EV_{xt|n} = \sum_{h=1}^n \prod_{u=0}^{h-1} (1 - q_{x+u,t+u})$$

On procède alors de la manière suivante, en cherchant deux bornes telles que :

$$P\left(EV_{xt}^i < EV_{xt}^k \leq EV_{xt}^s, x = x_0\right) = 1 - \alpha$$

Les bornes sont alors calculées de manière empirique :

$$EV_{xt}^i = \inf \left\{ EV_{xt}^g \in \left[ EV_{xt}^1, \dots, EV_{xt}^K \right] \mid P\left(EV_{xt}^k \leq EV_{xt}^g\right) \geq \alpha/2, x = x_0 \right\}$$

$$EV_{xt}^s = \inf \left\{ EV_{xt}^g \in \left[ EV_{xt}^1, \dots, EV_{xt}^K \right] \mid P\left(EV_{xt}^k \leq EV_{xt}^g\right) \geq 1 - \alpha/2, x = x_0 \right\}$$

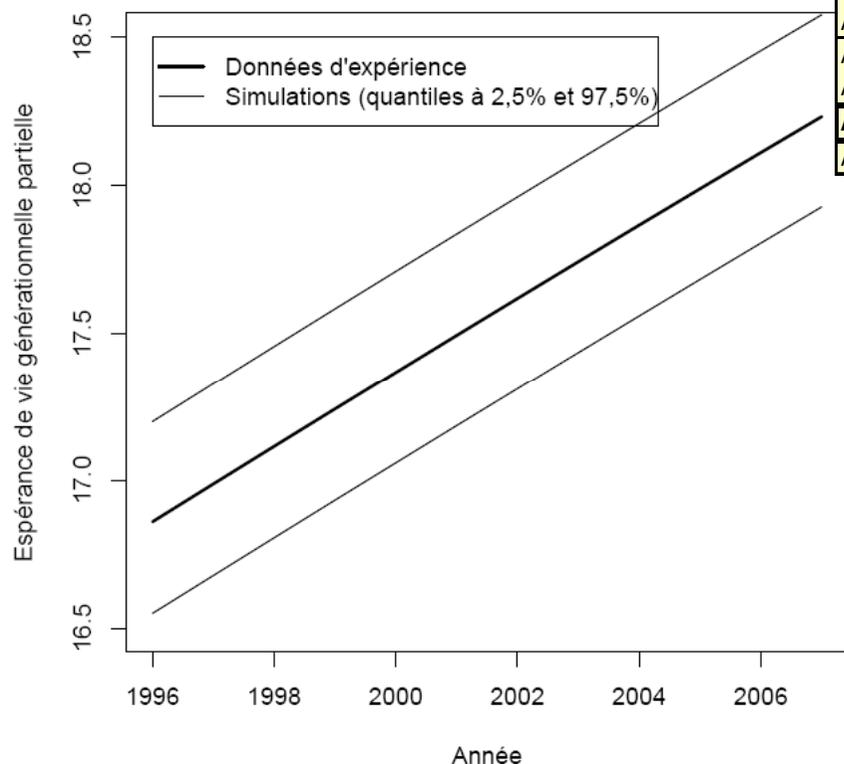
Dans la suite, on retient comme âge de référence 67 ans et on considère les EV jusqu'à 95 ans.

## 2. Modélisation prospective et risques associés



### 2.7. Scénario 2 : intervalles de confiance sur les EV et les provisions

On a typiquement :



Esp. de vie gén, partielle (pour t=1996)	Données d'expérience (1)	Simulations à partir des données d'expérience			
		Quantile à 2,5% (2)	Ecart relatif (2)/(1)-1	Quantile à 97,5% (3)	Ecart relatif (3)/(1)-1
Age: 50 / Age fin: 90	32,7	32,2	-1,6%	33,3	1,7%
Age: 60 / Age fin: 90	22,7	22,3	-1,7%	23,1	1,9%
Age: 67 / Age fin: 90	16,1	15,8	-1,7%	16,4	1,9%
Age: 70 / Age fin: 90	13,5	13,2	-1,7%	13,7	1,8%
Age: 50 / Age fin: 95	33,9	33,3	-1,7%	34,5	1,9%
Age: 60 / Age fin: 95	23,6	23,2	-1,8%	24,0	2,0%
<b>Age: 67 / Age fin: 95</b>	<b>16,9</b>	<b>16,5</b>	<b>-1,8%</b>	<b>17,2</b>	<b>2,0%</b>
Age: 70 / Age fin: 95	14,2	13,9	-1,9%	14,5	2,0%

Sur les EV partielles, on note des écarts d'environ 2 % relativement stables en fonction des âges de référence retenus.

L'écart sur la provision *best estimate* des engagements du régime est du même ordre (écart de 1,5 %, donc plus faible compte tenu de l'effet actualisation).

## 2. Modélisation prospective et risques associés

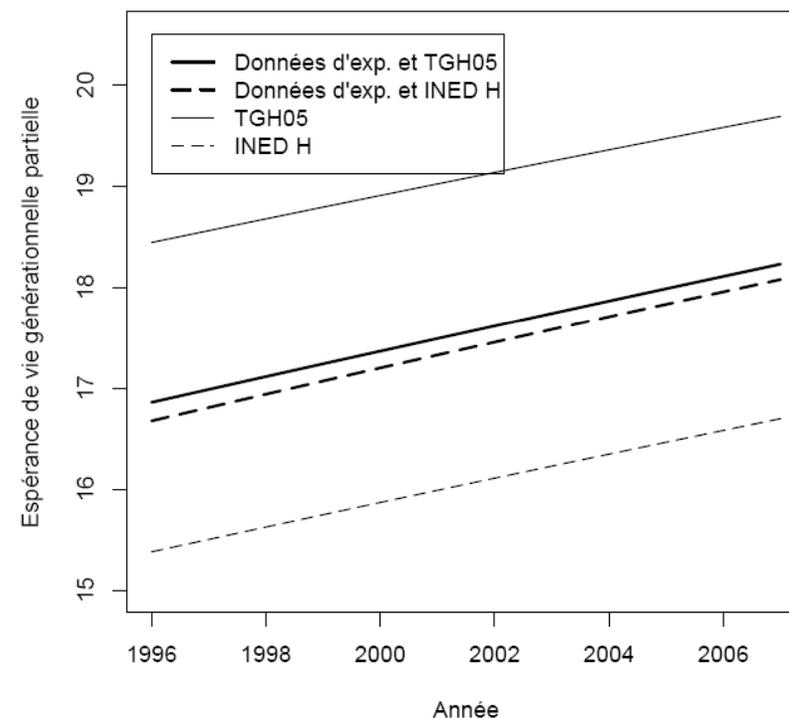


### 2.8. Scénario 2 : impact du choix de la référence

On compare désormais l'ajustement du modèle à partir de 2 jeux de tables prospectives de référence : les tables de la population assurée française (tables TGH/F 05) et celles de la population générale française (tables de l'INED).

L'impact est d'environ 1% de l'EV partielle, soit la moitié du risque d'estimation au titre des fluctuations d'échantillonnage.

Esp. de vie gén. partielle (pour t=1996) Age: 67 / Age fin: 95		Ecart relatif avec (1)
Données d'expérience / Positionnement table population assurée (TGH05) (1)	16,9	0,0%
Quantile à 2,5% (simulations et positionnement TGH05)	16,5	-1,8%
Quantile à 97,5% (simulations et positionnement TGH05)	17,2	2,0%
Données d'expérience / Positionnement table population générale (INED H)	16,7	-1,1%
Table population assurée (TGH05)	18,4	9,4%
Table population générale (INED H)	15,4	-8,8%



## Conclusion



### Perspectives pour la recherche futures

Le travail présenté ici propose des outils théoriques et opérationnels adaptés au marché CIMA.

En particulier, il propose d'optimiser le niveau de segmentation de la population au titre de l'hétérogénéité et de modéliser la mortalité future.

Les approches proposées semblent satisfaisantes au regard de certains risques, mais un ensemble de critères plus complet doit être étudié. À cet effet, on rappelle ici les 5 sources d'incertitude associées à la modélisation de la mortalité :

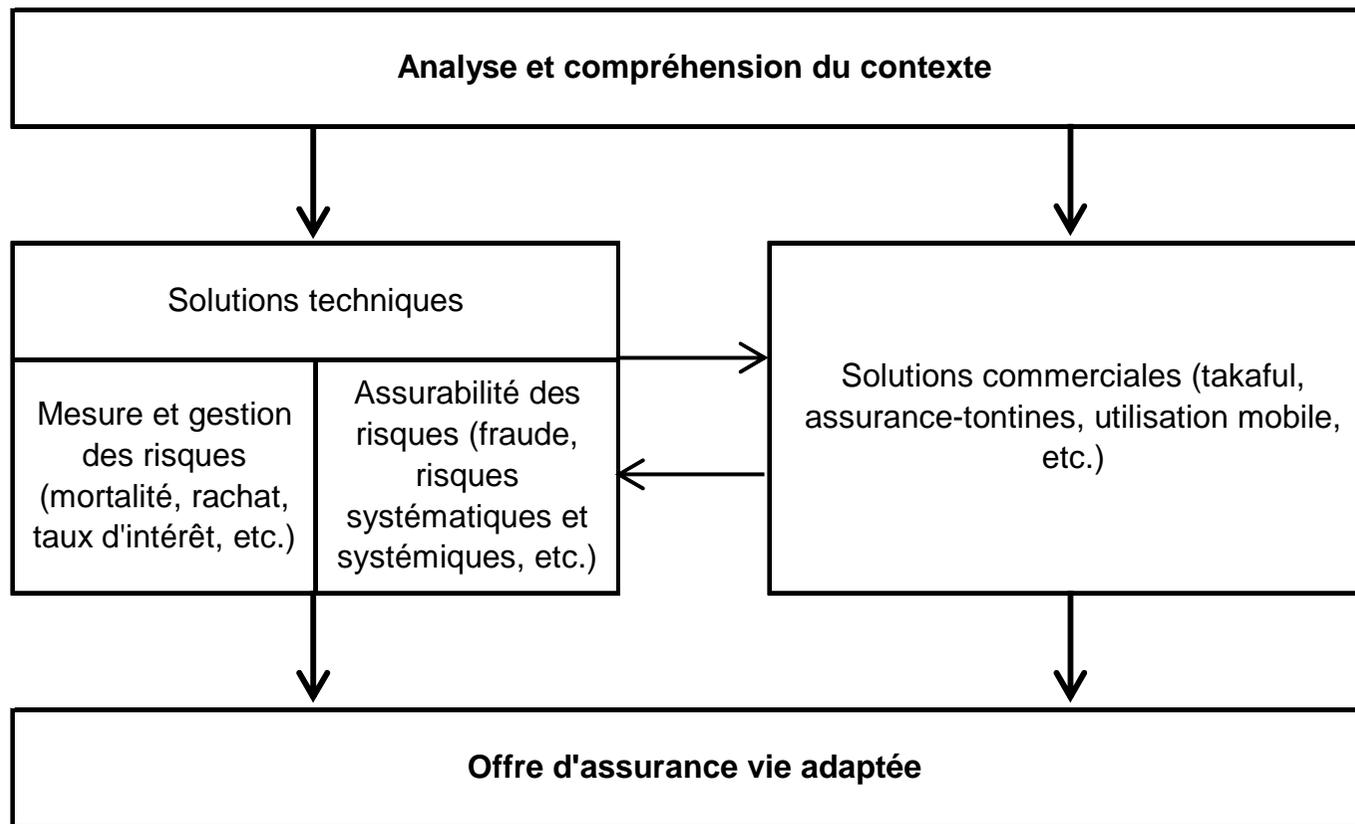
- incertitude au titre du risque opérationnel ;
- incertitude au titre du risque mutualisable ;
- incertitude au titre du risque systématique de modèle ;
- incertitude au titre du risque systématique d'estimation ;
- incertitude au titre du risque systématique d'avis d'expert.

# Conclusion



## Perspectives pour la recherche futures

Il ne s'agit toutefois que d'une infime partie des réflexions et outils requis pour le développement du marché de l'assurance vie en zone CIMA.



## Références (extraits)



- Bongaarts J. [2004] « Long-Range Trends in Adult Mortality: Models and Projections Methods », *Population Council*, WP192.
- Cox D. R. [1972] « Regression Models and Life-Tables », *Journal of the Royal Society. Series B (Methodological)*, Vol. 34, No. 2.
- Droesbeke J.-J., Fichet B., Tassi P. [1989] (éditeurs) « Analyse statistique des durées de vie », *Economica*.
- Kamega A. [2010] « Défis de l'assurance vie en Afrique noire francophone », *La Tribune de l'Assurance* 143.
- Kamega A., Planchet F. [2010], « Mesure du risque d'estimation associé à une table d'expérience », *Cahiers de recherche de l'ISFA*, WP2136.
- Kamega A., Planchet F. [2011a], « Analyse et comparaison des populations générale et assurée en Afrique subsaharienne francophone pour anticiper la mortalité future », *Cahiers de recherche de l'ISFA*, WP2138.
- Kamega A., Planchet F. [2011b], « Hétérogénéité : mesure du risque d'estimation dans le cas d'une modélisation intégrant des facteurs observables », *Bulletin Français d'Actuariat*, Vol. 11, No 21.
- Kone M.G.K. [2007] « État des lieux de l'assurance vie dans les pays de la CIMA », *CIMA*.
- Lin D. Y., Ying Z. [1994] « Semiparametric analysis of the additive risk model », *Biometrika*, n. 81.
- Lopez O. [2007] *Réduction de dimension en présence de données censurées*, Thèse de doctorat, Université de Rennes 1.
- Planchet F., Kamega A. [2011a], « Construction d'une table de mortalité prospective pour un régime de rentes : prise en compte du risque d'estimation », *Cahiers de recherche de l'ISFA*, WP2140.
- Planchet F., Kamega A. [2011b], « Mortalité prospective en cas de petits échantillons : modélisation à partir d'informations externes en utilisant l'approche de Bongaarts », *Cahiers de recherche de l'ISFA*, WP2141.
- Planchet F., Kamega A., Ziguélé M. [2010], « Confection des tables de mortalité réglementaires pour la zone CIMA », *CIMA/WINTER & Associés (confidentiel)*.
- Planchet F., Leroy G. [2009] « Quel niveau de segmentation pertinent ? », *La Tribune de l'Assurance*, n. 142.
- Planchet F., Théron P. [2006] « Modèles de Durée - Applications actuarielles », *Economica*.
- Thatcher A. R. [1999] « The long-term pattern of adult mortality and the highest attained age », *Journal of the Royal Statistical Society*, 162.
- Yeatman J. [2007] « L'assurance en Afrique : une émergence difficile », *Risques, Les cahiers de l'assurance* 71.
- Ziguélé M. [2008] « Comment renforcer les compagnies d'assurances africaines de la zone CIMA », *CAPafrique – Analyses sectorielles*.



**Aymric Kamega**

akamega@ressources-actuarielles.net

**Institut de Science Financière et  
d'Assurance**

50 avenue T. Garnier  
69007 Lyon

<http://afrique.ressources-actuarielles.net/>