Nouvelles statistiques de l’ASA et tables actuarielles :

La bataille de la somme

Pierre Joyet

Baloise

Assurances du personnel, 116ème assemblée générale de l‘ASA

Genève, 29.08.2025

Disclaimer

Les analyses et opinions présentées dans le cadre de cette présentation n’engagent que l’auteur et ne reflètent pas nécessairement la position de son employeur.

Programme

1. Les statistiques de l'ASA/SVV
2. Les statistiques de sommes pour les rentes en assurance vie collective
3. Statistiques de sommes: pourquoi et comment ?
4. Pour finir
5. Bonus : modélisation

1 Les statistiques de l'ASA/SVV

Statistiques de l'ASA/SVV pour l'assurance vie

- **Domaines:**
  - **Vie individuelle:** mortalité assurance de capital, mortalité assurance de rentes, invalidité
  - **Vie collective:** mortalité, invalidité, données démographiques
- Données (effectifs sous le risque et cas observés) groupées par sexe, âge et autres critères selon la statistique (NOGA, profession, statut de fumeur, durée de l'invalidité…)
- Livraison annuelle (sauf données démographiques). Participation facultative; la livraison de données est indemnisée.
- Le groupe de travail «statistiques» de l'ASA analyse les données agrégées, produit chaque année des rapports annuels brefs et tous les cinq ans un rapport détaillé incluant des tables lissées.
- La période quinquennale actuelle est 2021-2025, sauf invalidité individuelle: 2023-2027
- Les résultats de la statistique (données agrégées, rapports et tables) peuvent être achetés indépendamment de la livraison de données, pour un prix «non prohibitif».
- Les tables de l'ASA sont reconnues par la FINMA. Les assureurs utilisent des tables adaptées à leur portefeuille, en général basées sur les tables de l'ASA.

Statistiques de l'ASA/SVV pour l'assurance vie

- «Effectifs sous le risque» et «cas observés» : en général l'unité de comptage est la police. Les personnes ayant plusieurs polices dans le même domaine sont comptées plusieurs fois.
- Effectifs vie collective (mortalité, 2023): 993'000 H / 610'000 F (actifs), 90'000 H / 53'000 F (rentes de vieillesse)
- Certaines statistiques comprennent aussi la livraison d'effectifs et cas observés en CHF («sommes»):

Vie collective	sommes depuis…
Mortalité actifs	2016-2020[1]
Mortalité rentiers	2016-2020
Probabilité de rente survivant	-
Probabilittté d'option capital	2011-2015
Autres données "démographiques"	-
Probabilité d'invalidité délai 3/6 mois	2016-2020[1]
Probabilité d'invalidité délai 12/24 mois	1991-1995[1]
Probabilité de réactivation des invalides	-
Taux moyen d'invalidité	-

[1] dès 2018 avec branche économique

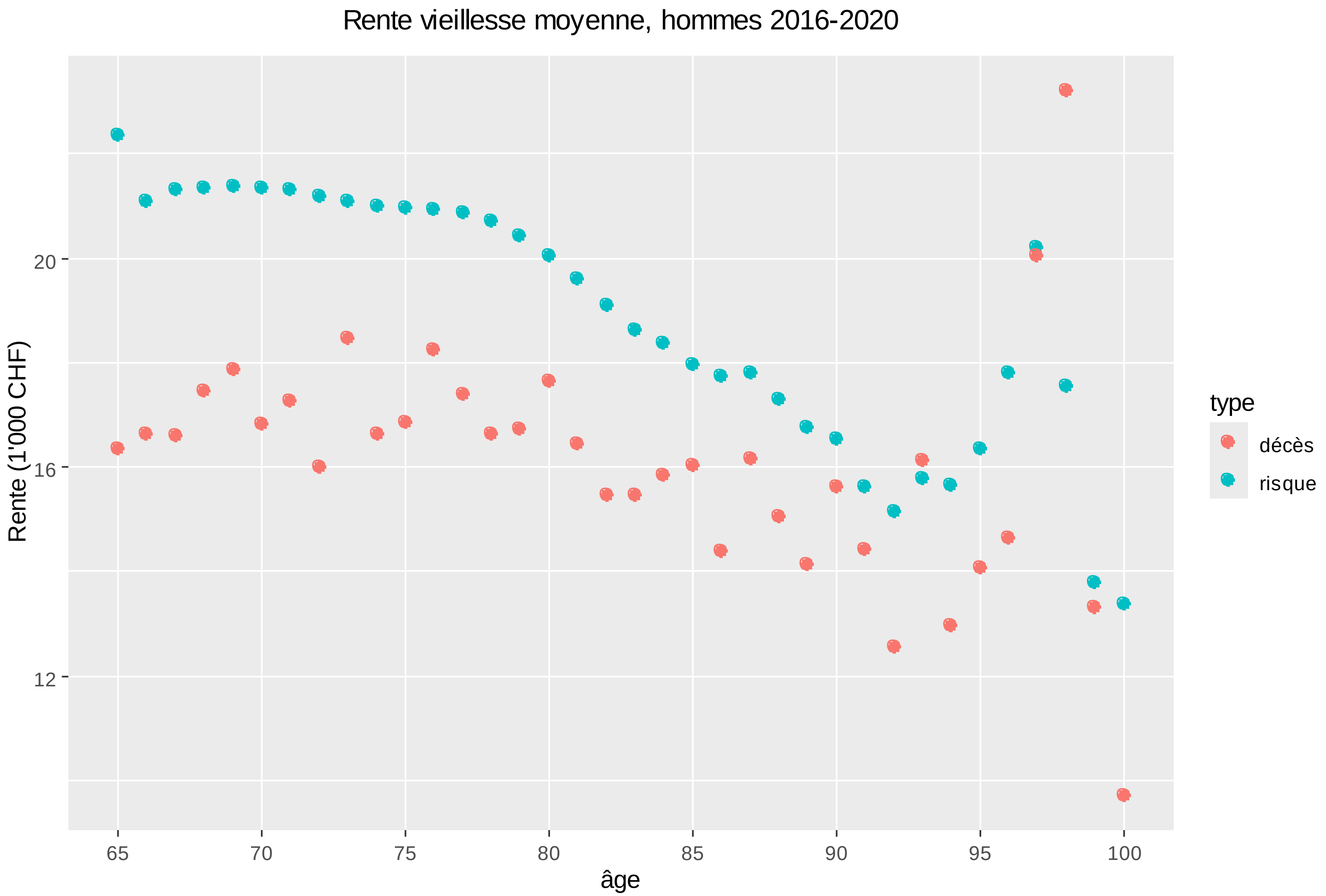
Vie individuelle	sommes depuis…
Mortalité assurances de capitaux	
- assurances mixtes et similaires	-
- assurances décès pures	2011-2015[2]
Mortalité assurance de rentes	2016-2020
Probabilité d'invalidité (libération des primes)	-
Probabilité d'invalidité (rentes)	≤1998-2002[3]
Probabilité de réactivation des invalides	-
Taux moyen d'invalidité	-

[2] dès 2021-2025 avec statut fumeur

[3] dès 2013-2017 avec classe de risque

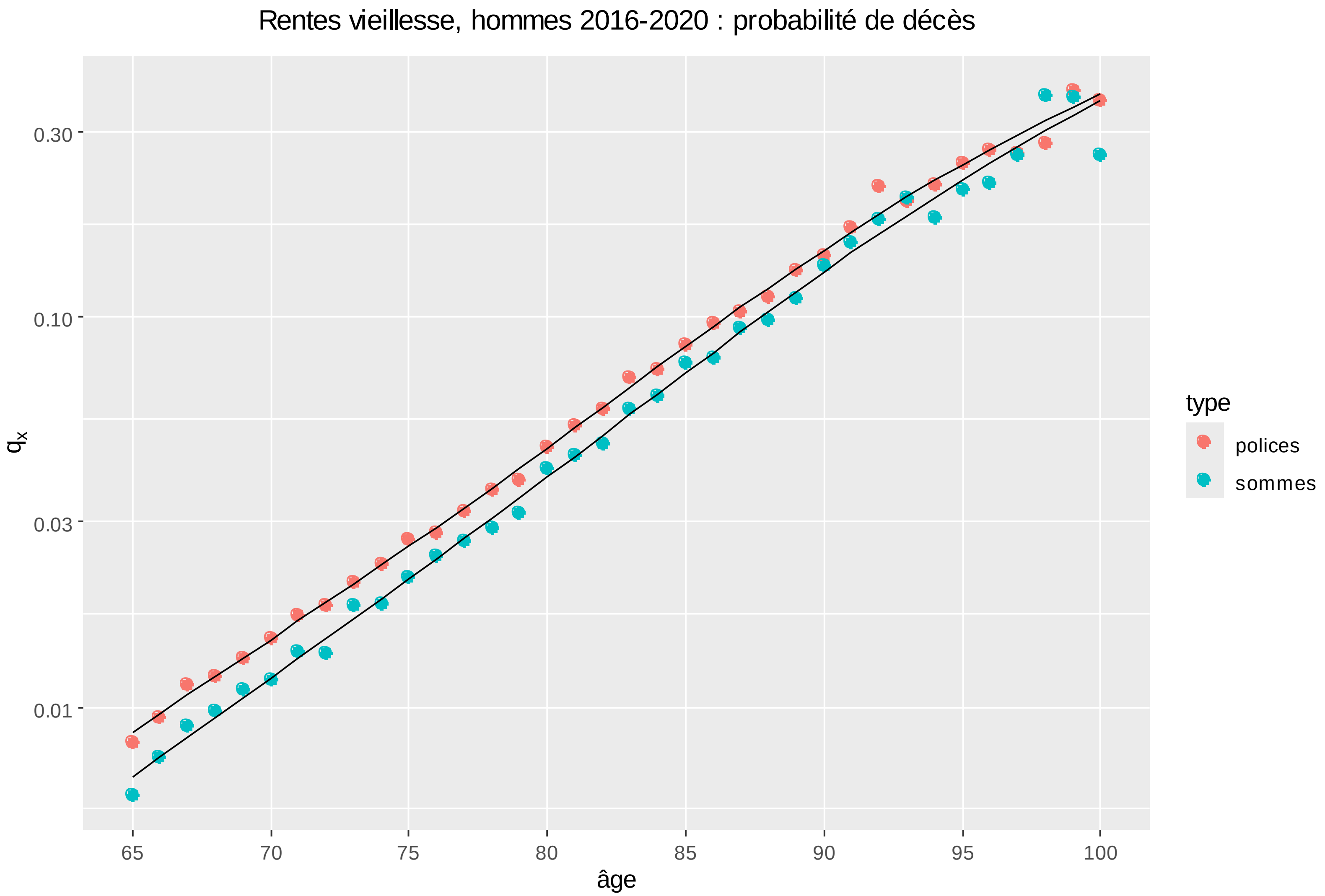
2 Les statistiques de sommes pour les rentes en assurance vie collective

LPP : Comparaison de la rente moyenne au décès et dans l'effectif (hommes)



La rente moyenne au décès est sensiblement plus basse que la moyenne de l'effectif sous le risque, ce qui équivaut à dire que la probabilité de décès est tendanciellement plus basse pour les rentes plus élevées

LPP : Comparaison des probabilités de décès (hommes)

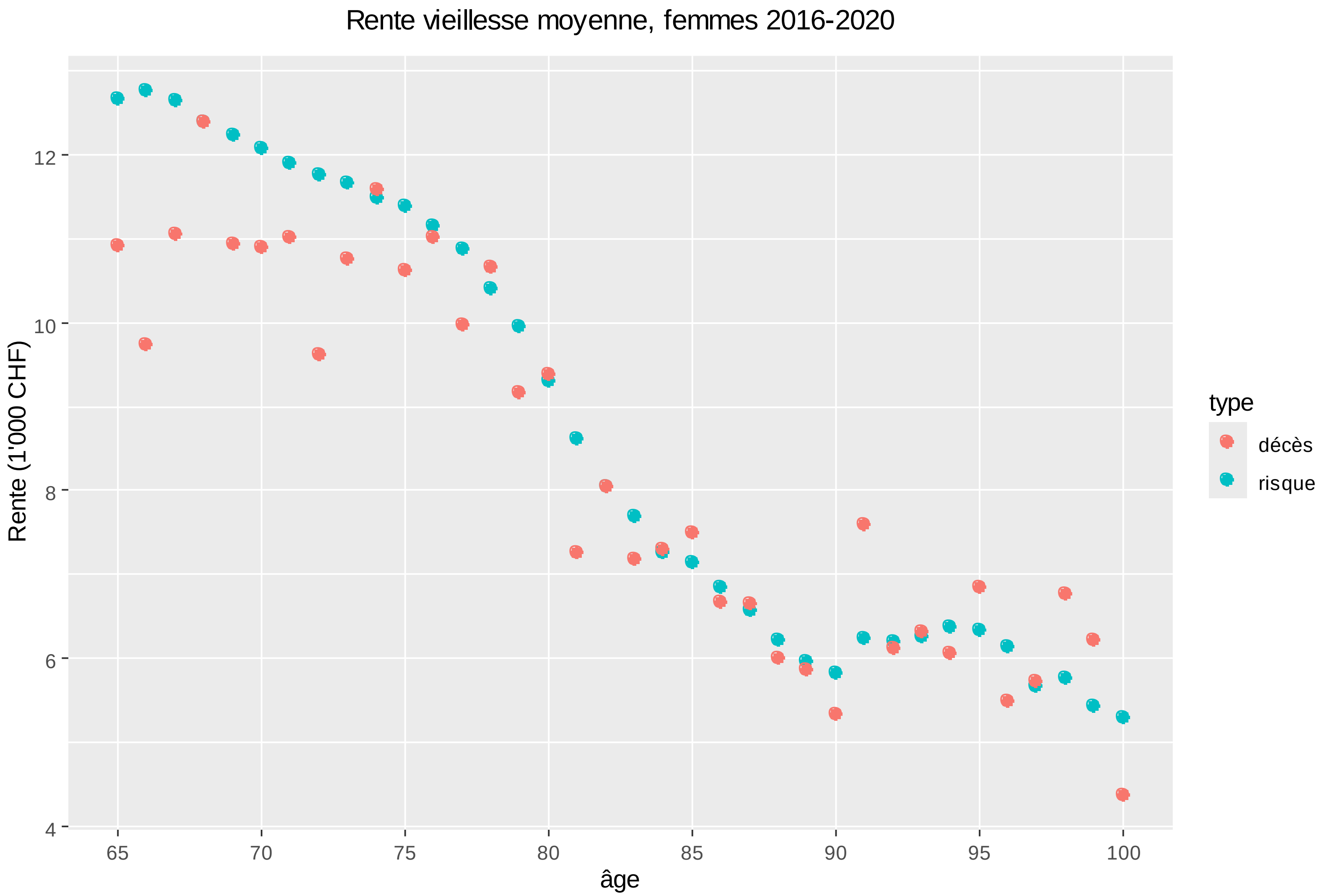


Les statistiques de sommes livrent des probabilités de décès sensiblement inférieures à celles des statistiques de polices:

-23% à 65 ans,

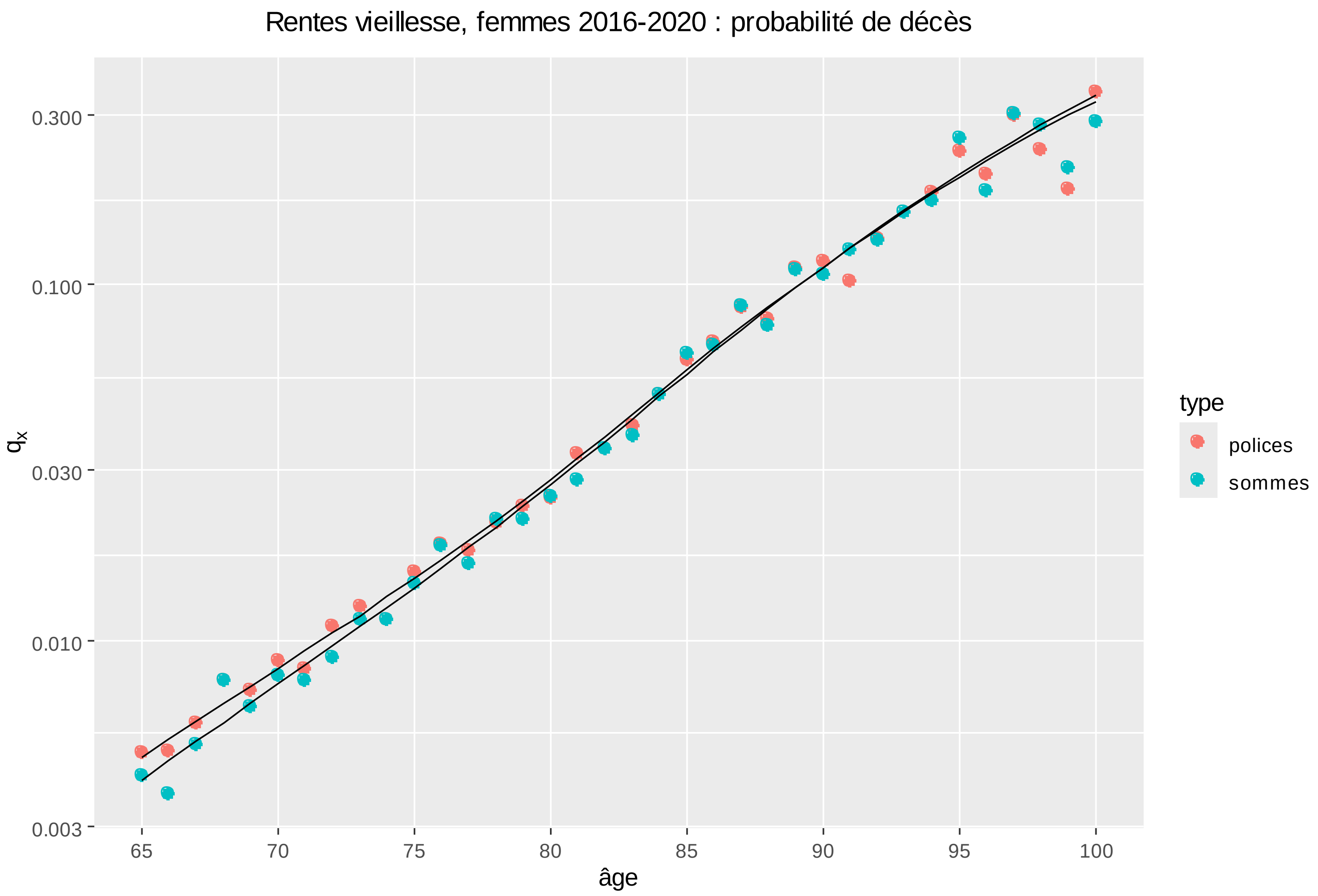
-16% à 80 ans.

LPP : Comparaison de la rente moyenne au décès et dans l'effectif (femmes)



La différence est moins évidente chez les femmes que chez les hommes, en particulier au-delà de 80 ans

LPP : Comparaison des probabilités de décès (femmes)



La différence est nettement moins grande chez les femmes que chez les hommes:

-14% à 65 ans,

-4% à 80 ans

LPP, Probabilité de décès : comparaison sommes / polices (bases 2016-2020)

Rentes vieillesse : probabilité de décès en ‰

Hommes

Âge	Polices	Sommes	Rapport
65	8.74	6.74	77%
75	27.15	22.34	82%
85	90.14	77.66	86%
95	257.30	236.52	92%

Rentes vieillesse : probabilité de décès en ‰

Femmes

Âge	Polices	Sommes	Rapport
65	5.05	4.39	87%
75	15.44	14.58	94%
85	62.74	62.41	99%
95	210.38	209.09	99%

Rentes de veuves : probabilité de décès en ‰

Âge	Polices	Sommes	Rapport
45	1.46	0.96	65%
55	3.03	1.90	63%
65	8.26	7.38	89%
75	17.36	15.25	88%
85	62.61	60.05	96%
95	217.94	205.43	94%

La différence est particulièrement marquée chez les hommes

Source:
Dritter Tätigkeitsbericht der Erhebungsperiode 2016/2020, Statistik über die Sterblichkeit in der Kollektivversicherung

LPP, Valeurs actuelles : comparaison sommes / polices (bases 2016-2020)

Rentes vieillesse : valeurs actuelles (taux 1%)
Hommes

Âge	Polices	Sommes	Rapport
60	21.50	22.60	105%
65	18.01	19.03	106%
70	14.70	15.62	106%
75	11.58	12.38	107%
80	8.73	9.39	107%
85	6.34	6.82	108%

Rentes vieillesse : valeurs actuelles (taux 1%)
Femmes

Âge	Polices	Sommes	Rapport
60	24.10	24.32	101%
65	20.55	20.74	101%
70	17.05	17.19	101%
75	13.62	13.71	101%
80	10.34	10.38	100%
85	7.48	7.48	100%

Rentes de veuves : valeurs actuelles (taux 1%)

Âge	Polices	Sommes	Rapport
50	29.88	30.59	102%
55	26.60	27.19	102%
60	23.27	23.77	102%
65	19.98	20.41	102%
70	16.73	17.11	102%
75	13.46	13.75	102%
80	10.26	10.49	102%
85	7.40	7.66	104%

(valeurs actuelles calculées avec les tables de période)

Chez les hommes rentiers vieillesse, la différence de mortalité correspond à une différence de valeurs actuelles de 5% ä 8%

Comptabilité de la prévoyance professionnelle : Le volume de réserves concerné est important

En millions de CHF	2023	2022	2021	2020	2019	2018
Avoirs de vieillesse obligatoires	32 916	34 930	36 243	38 080	39 668	50 770
Avoirs de vieillesse surobligatoires	33 328	34 399	36 133	36 665	37 309	47 939
Provision complémentaire pour les futures conversions en rentes	2 886	3 174	3 218	3 238	3 427	3 721
Réserve mathématique pour rentes de vieillesse et de survivants en cours	42 596	42 761	43 852	42 688	41 581	40 660
Réserve mathématique pour rentes d'invalidité en cours	7 903	8 453	8 450	8 413	8 450	8 522
Réserve mathématique pour polices de libre passage	5 502	5 737	6 023	6 312	6 522	6 731
Autres réserves mathématiques	4 041	4 027	3 976	4 343	4 200	3 948
Renforcement des réserves mathématiques pour rentes en cours	9 047	9 258	9 931	9 658	9 774	9 171
Provision pour cas d'assurance survenus, mais non encore réglés	3 065	2 396	2 494	2 600	2 628	2 657
Provision pour garanties de taux d'intérêt et fluctuations de valeurs et de sinistres	1 378	1 653	1 633	1 570	1 378	1 207
Autres provisions techniques	1 098	1 047	981	939	938	924
Provisions de renchérissement	1 870	1 929	1 926	1 940	1 958	1 972
Total des provisions techniques	**145 631**	**149 766**	**154 860**	**156 445**	**157 834**	**178 223**

L’effet sur les réserves des rentes n’est pas négligeable

- Sur l’ensemble des assureurs, les tables de mortalité considérées sont impliquées dans le calcul de réserves d’un volume dépassant 50 milliards de CHF.
- Une différence d’un pourcent correspond donc à 500 millions de CHF, ce qui est largement supérieur au résultat d’exploitation annuel moyen (376 millions pour 2021-2023).
- Les assureurs n’ont pas attendu la publication des nouvelles tables (en 2022) pour constituer des renforcements de réserves tenant compte des résultats des statistiques annuelles.

Digression : LAA (loi sur l'assurance-accidents)

- La LAA prévoit des rentes à vie d'invalidité et de conjoint survivant, ainsi que des rentes temporaires d'enfant
- Les tables de mortalité et autres normes comptables sont **uniformes** et approuvées par le DFI
- Les statistiques uniformes permettant d'établir les bases actuarielles communes sont **obligatoires** pour tous les assureurs. Pour les rentes, des **données détaillées** sont collectées pour **chaque cas**.
- Le montant de la rente dépend directement du salaire assuré au moment de l'accident et (pour l'invalidité) du taux d'invalidité, avec quelques subtilités concernant en particulier la coordination avec le premier pilier

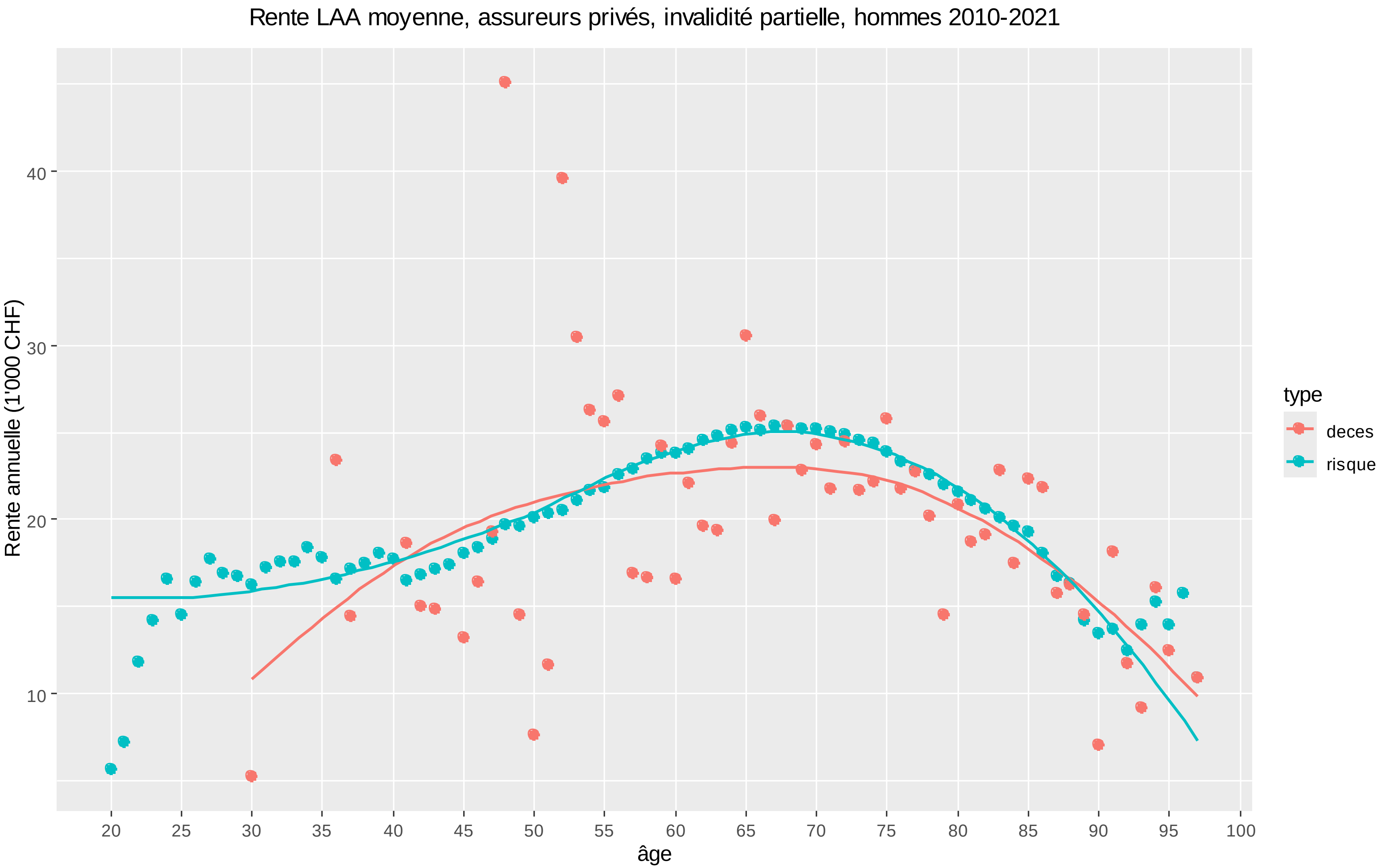
OLAA:

Art. 108 Normes comptables

1 Les assureurs élaborent en commun des normes comptables uniformes pour la pratique de l'assurance-accidents et les soumettent à l'approbation du DFI. Une fois approuvées, ces normes sont obligatoires pour tous les assureurs. Si les assureurs ne peuvent pas se mettre d'accord sur l'établissement de telles normes, le DFI édicte des instructions d'entente avec l'Autorité fédérale de surveillance des marchés financiers (FINMA).[180]

2 Les normes comptables doivent être réexaminées périodiquement.

LAA : Comparaison de la rente moyenne au décès et dans l'effectif (hommes)



La différence entre somme assurée et somme au décès est moins marquée que pour les rentes LPP

LAA : Comparaison des probabilités de décès (hommes)

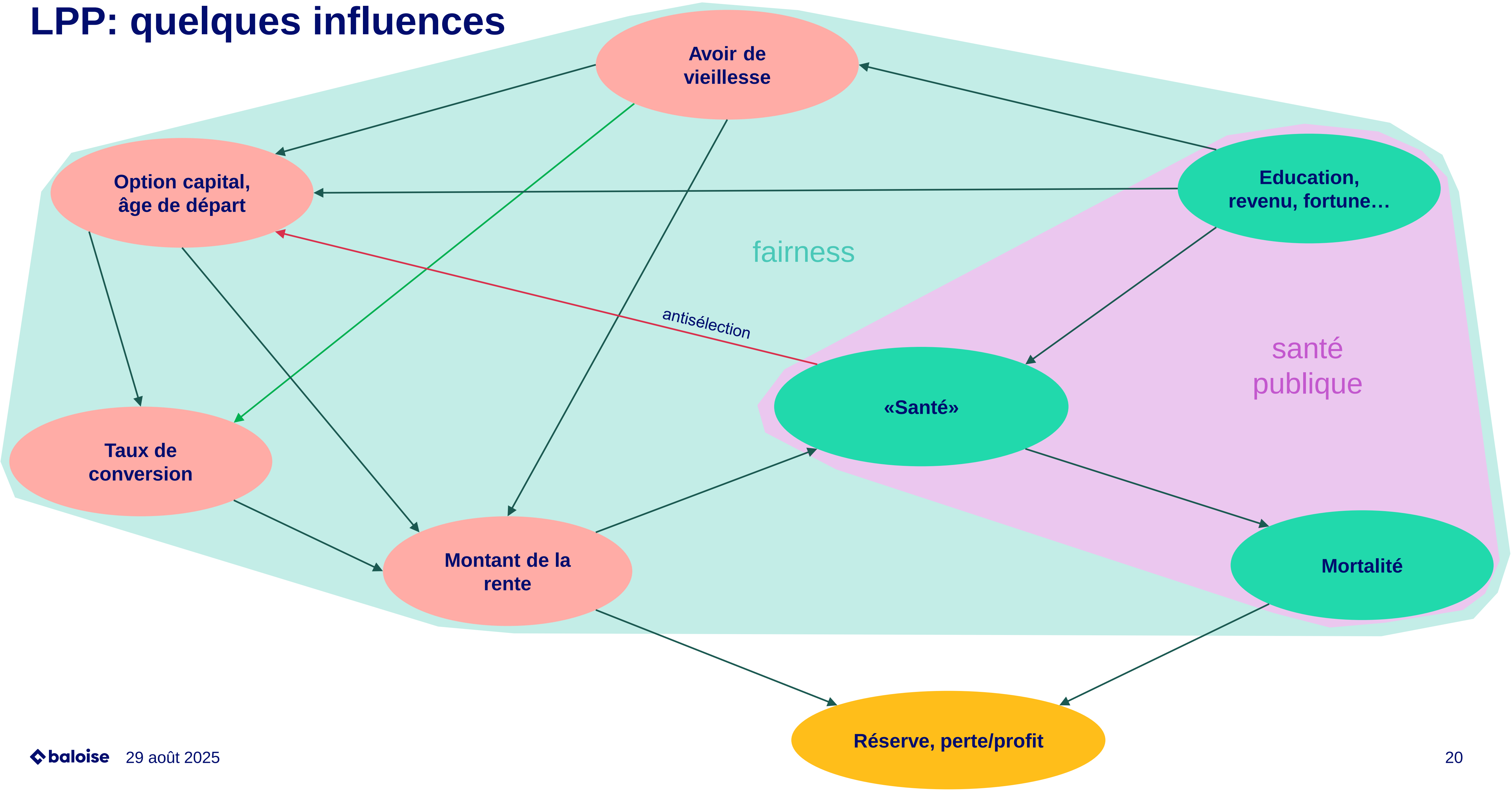
La différence est nettement moins grande que pour les rentes LPP:

+5% à 40 ans,

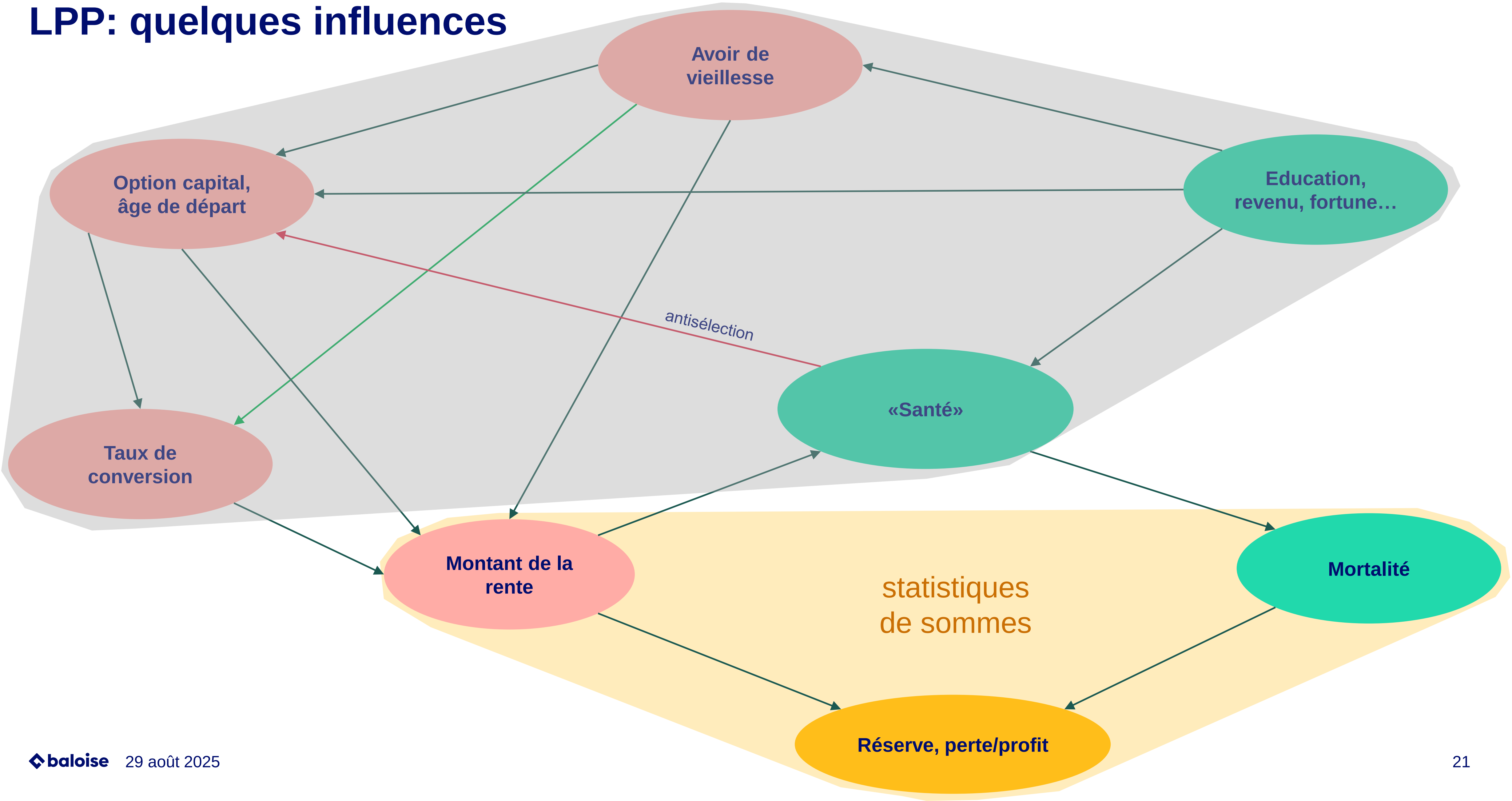
-8% à 70 ans

3 Statistiques de sommes: pourquoi et comment ?

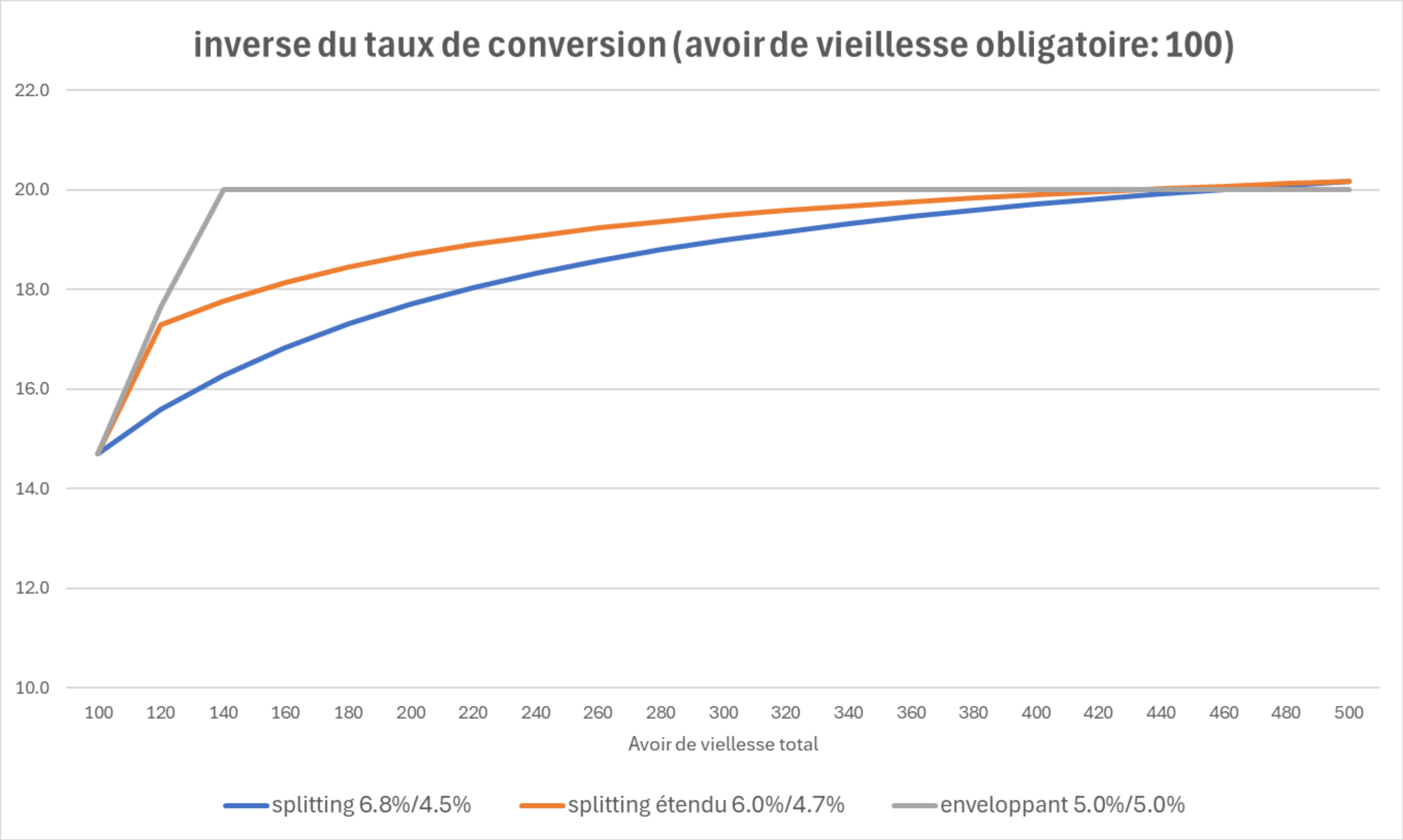
LPP: quelques influences



LPP: quelques influences



Le taux de conversion effectif dépend de la proportion d'avoir surobligatoire



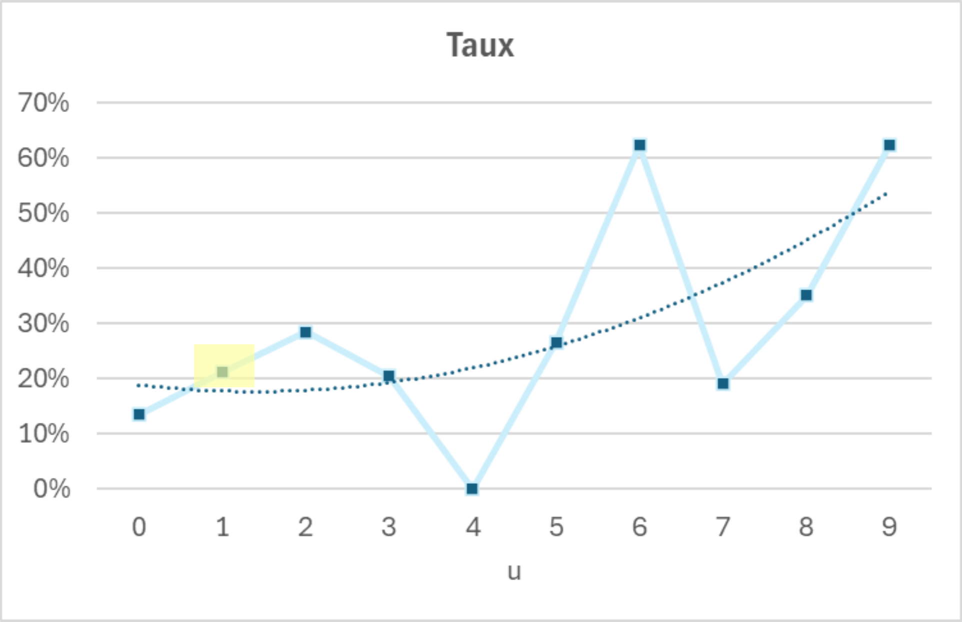
Le taux de conversion différencié obli/surobli introduit une certaine compensation pour les différences de longévité socio-économiques

(flèche verte dans le graphe de la page précédente)

Les effets de la pondération par les sommes

- **La pondération détermine le poids relatif de chaque police dans le total pour chaque cellule u**
- **Elle influe sur la variance des taux observés et donc sur les poids à employer lors de la modélisation**

		238								
		42				792				
		305		878	739	9				
	780	778		6	469	867		209		
	255	650	418	644	48	288	478	253		189
	303	580	411	148	940	815	648	254	652	204
	479	973	348	192	600	580	341	332	841	983
	880	457	695	722	943	461	603	455	974	372
	874	157	575	558	280	976	918	237	306	153
u	**0**	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**
Effectif	3'571	4'180	2'447	3'148	4'019	4'788	2'988	1'740	2'773	1'901
Evénement	479	885	695	644	0	1'276	1'862	332	974	1'187
Taux	13%	21%	28%	20%	0%	27%	62%	19%	35%	62%



Quelle est la «bonne somme» ?

Probabilité de décès, rentes viagères:

- montant de la rente annuelle ?
- réserve mathématique ?

Probabilité de décès, assurance mixte:

- somme assurée ?
- somme sous le risque ?

Probabilité d'annulation:

- somme assurée ?
- réserve mathématique / valeur de rachat ?

…

Le choix est souvent dicté par la disponibilité des données.

Le but général est de tenir compte de l'influence de chaque police sur le résultat financier.

Quelle est la «bonne somme» ?

n polices dans la cellule u

Pour la police k ($k \in \{1, 2, \ldots, n\}$), l'événement (décès, invalidité, rachat, ...) se produit avec probabilité $p_{u,k} = \mathrm{E}[I_k]$ ($I_k \in \{0, 1\}$ étant la variable aléatoire indicatrice de la survenance de l'événement pour la police k).

Sur l'année considérée, la police k produit le résultat

$$\begin{cases} y_k & \text{avec probabilité } p_{u,k} \qquad \text{(l'événement est survenu)} \\ z_k & \text{avec probabilité } 1 - p_{u,k} \qquad \text{(l'événement n'est pas survenu)} \end{cases}$$

L'espérance mathématique du résultat total des n polices est

$$\sum_k p_{u,k}\, y_k + (1 - p_{u,k})\, z_k \tag{1}$$

La probabilité à déterminer p_u (table) est la même pour toutes les polices de la cellule u. L'espérance mathématique du résultat total de la cellule u estimé avec cette probabilité est

$$\sum_k p_u\, y_k + (1 - p_u)\, z_k \tag{2}$$

Quelle est la «bonne somme» ?

On exige l'égalité des deux résultats (1) et (2), ce qui équivaut à l'égalité

$$\sum_k \left(p_{u,k} - p_u\right) \left(y_k - z_k\right) = 0$$

qui est équivalente à la condition suivante :

$$p_u = \frac{\sum_k p_{u,k} \left(y_k - z_k\right)}{\sum_k (y_k - z_k)} = \mathrm{E}\left[\frac{\sum_k (y_k - z_k)\, I_k}{\sum_k (y_k - z_k)}\right]$$

Cela signifie que pour l'estimation de la probabilité p_u dans un effectif inhohmogène, il faut compter les "sommes" $y_k - z_k$ plutôt que le nombre de polices pour que l'espérance mathématique du résultat soit correcte (pour l'effectif considéré).

Quelle est la «bonne somme» ?

Dans le cas d'un effectif de rentes viagères de montant s_k, on a (avec $u = x$) en considérant le résultat de développement :

$$\begin{cases} y_k = (\ddot{a}_x - 1)\, s_k = v\,(1 - q_x)\,\ddot{a}_{x+1}\, s_k \\ z_k = (\ddot{a}_x - 1 - v\,\ddot{a}_{x+1})\, s_k = -v\, q_x\, \ddot{a}_{x+1}\, s_k \end{cases}$$

et donc

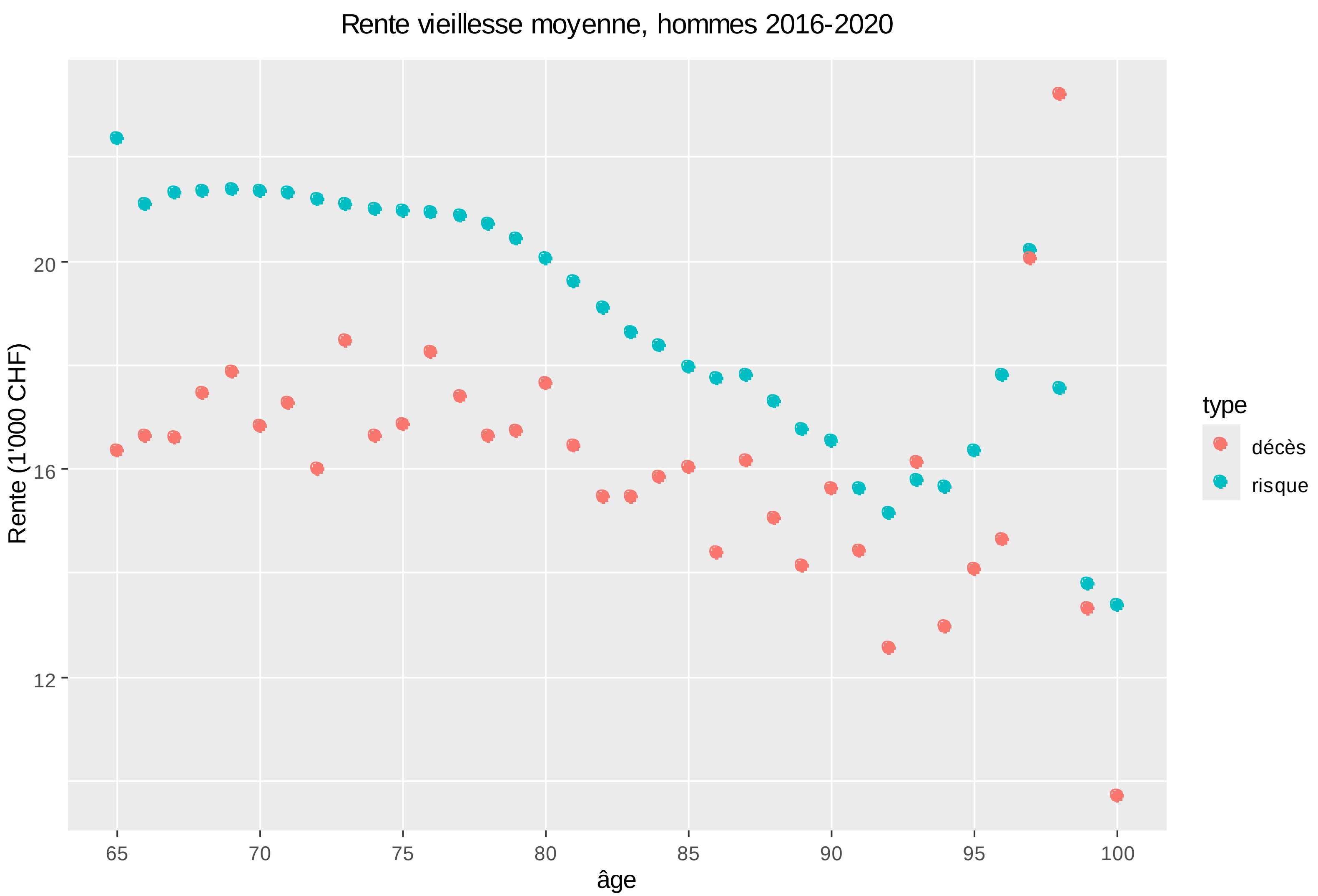
$$y_k - z_k = v\,\ddot{a}_{x+1}\, s_k$$

Le facteur $v\,\ddot{a}_{x+1}$ ne modifie pas le poids relatif de chaque police au sein de la cellule x.

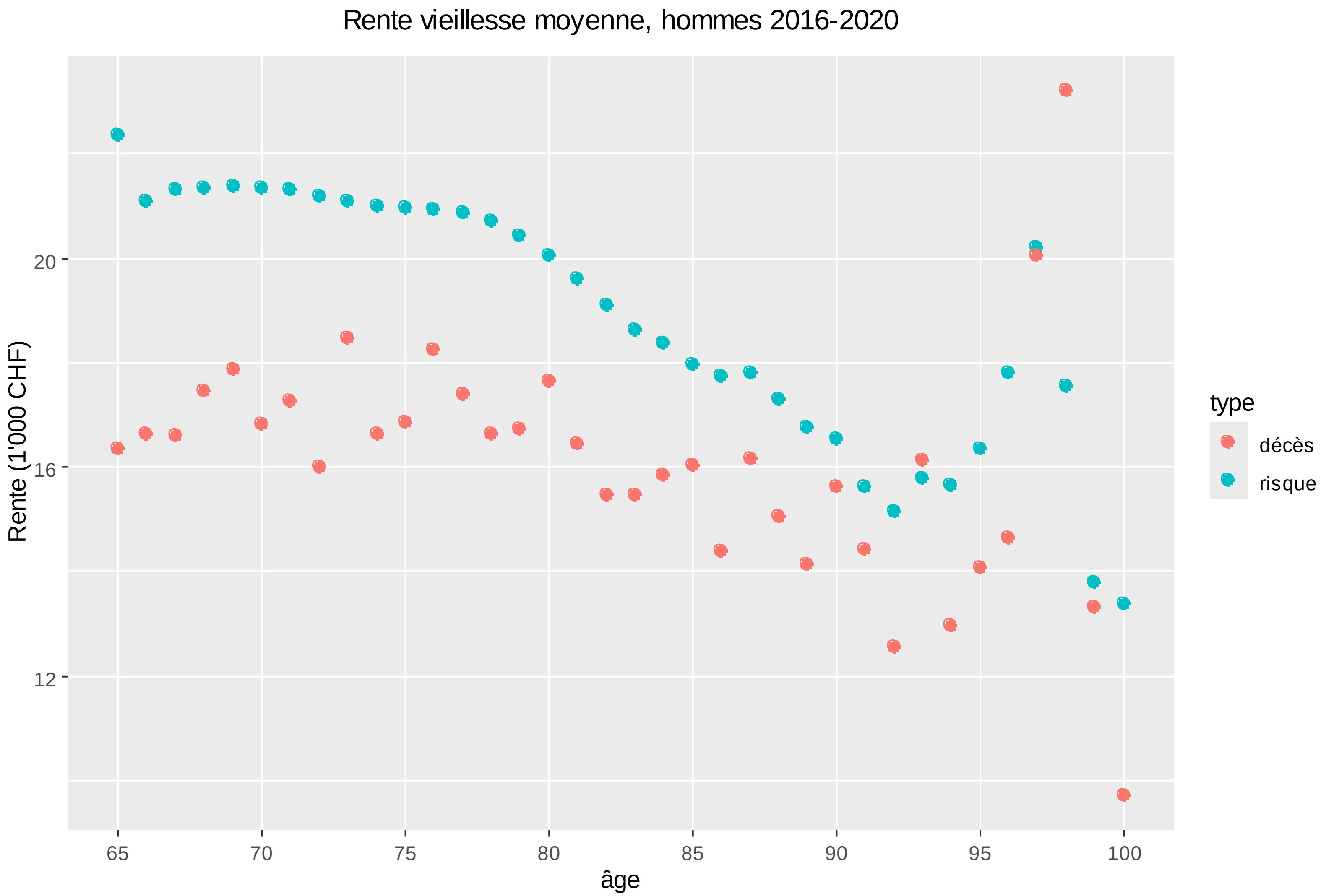
La pondération par le montant de la rente s_k a donc les propriétés recherchées (espérance mathématique nulle pour le résultat de développement dans l'effectif considéré).

4 Pour finir

Bizarre, bizarre, comme c’est étrange…

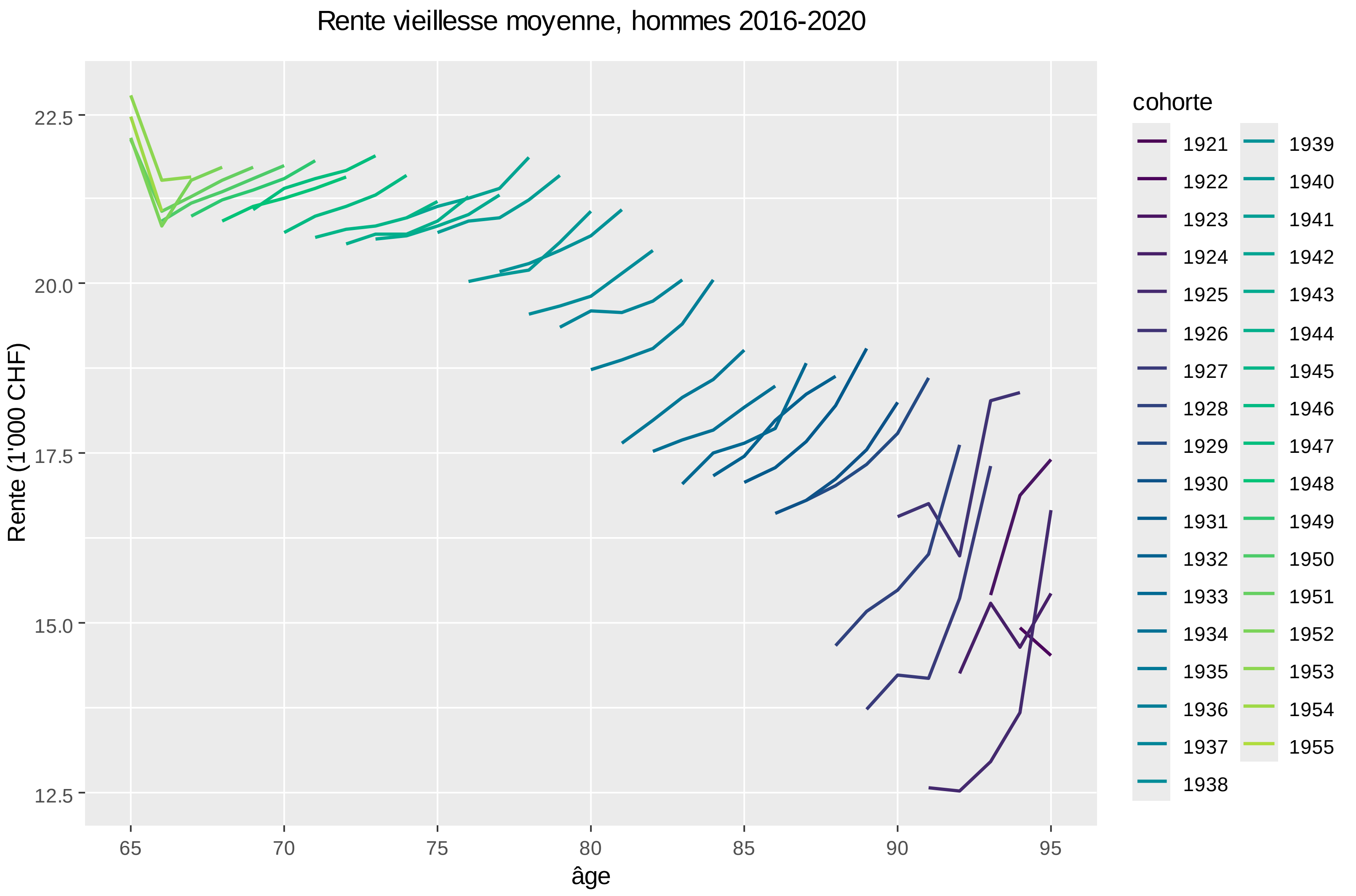


Bizarre, bizarre, comme c’est étrange…



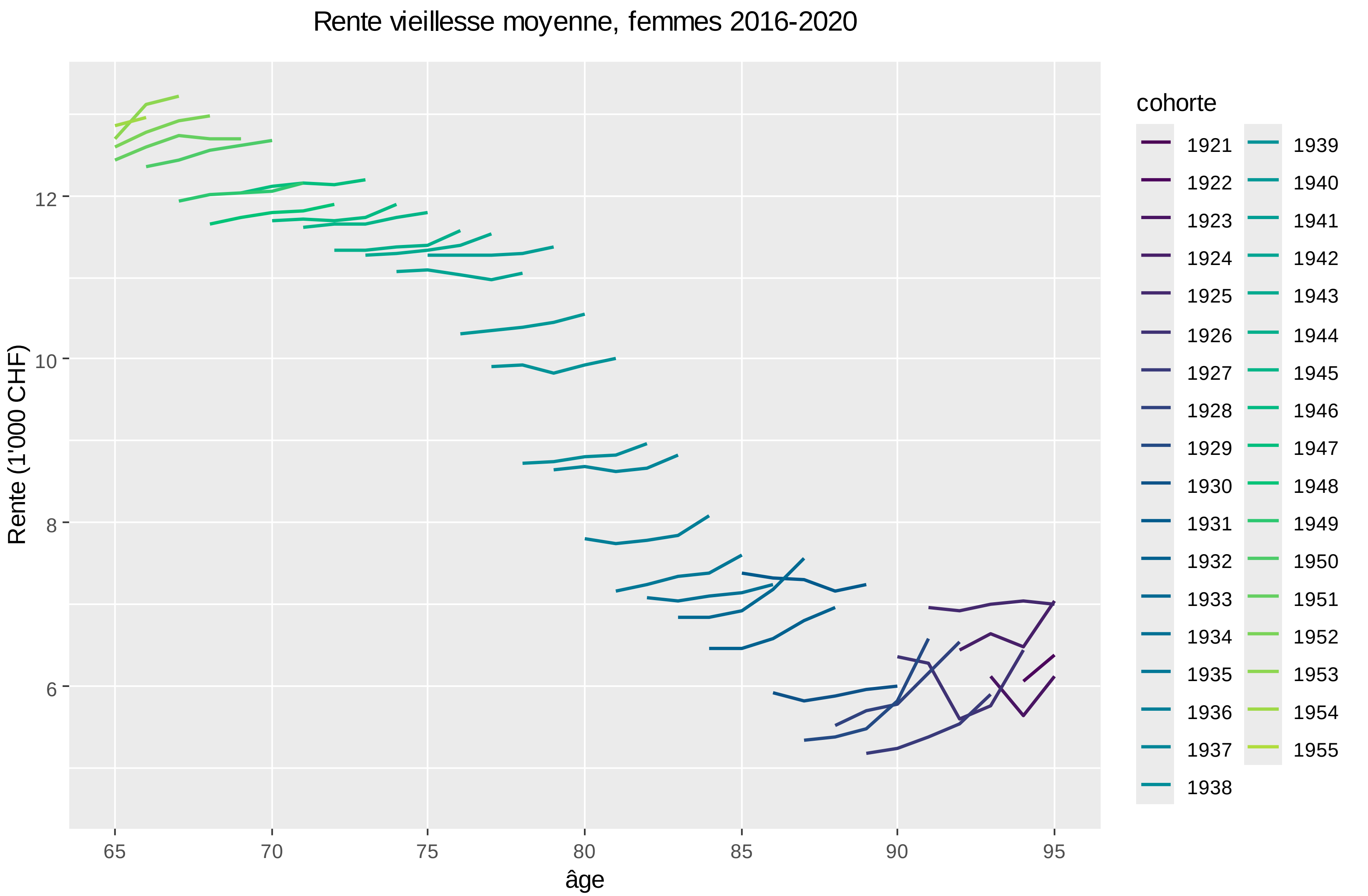
Pourquoi la rente moyenne diminue-t-elle avec l’âge si les rentes plus élevées ont tendance à durer plus longtemps ?

LPP : Rente moyenne dans l’effectif par cohortes (hommes)



La somme moyenne augmente avec le temps au sein d’une cohorte, mais elle est d’autant plus basse que la cohorte est ancienne

LPP : Rente moyenne dans l'effectif par cohortes (femmes)



La somme moyenne décroît fortement avec l'ancienneté de la cohorte; elle augmente peu avec le temps au sein d'une cohorte.

Cohérence des bases de calcul

Problème pour la mortalité des rentiers (tables longitudinales): typiquement, la table de base (périodique) est basée sur des statistiques de sommes, mais le taux de diminution de la mortalité est basé sur des tables de personnes.

Problème similaire en Invalidité vie collective:

La prime annuelle nette est:

$$P_{x:\overline{1}|}^{i,w,d,s} = i_x^{w,d} \cdot g_x^w \cdot v^{\frac{w}{12}+\frac{1}{2}} \cdot \ddot{a}_{x:\overline{s-x-w/12}|}^{i,w(4)}$$

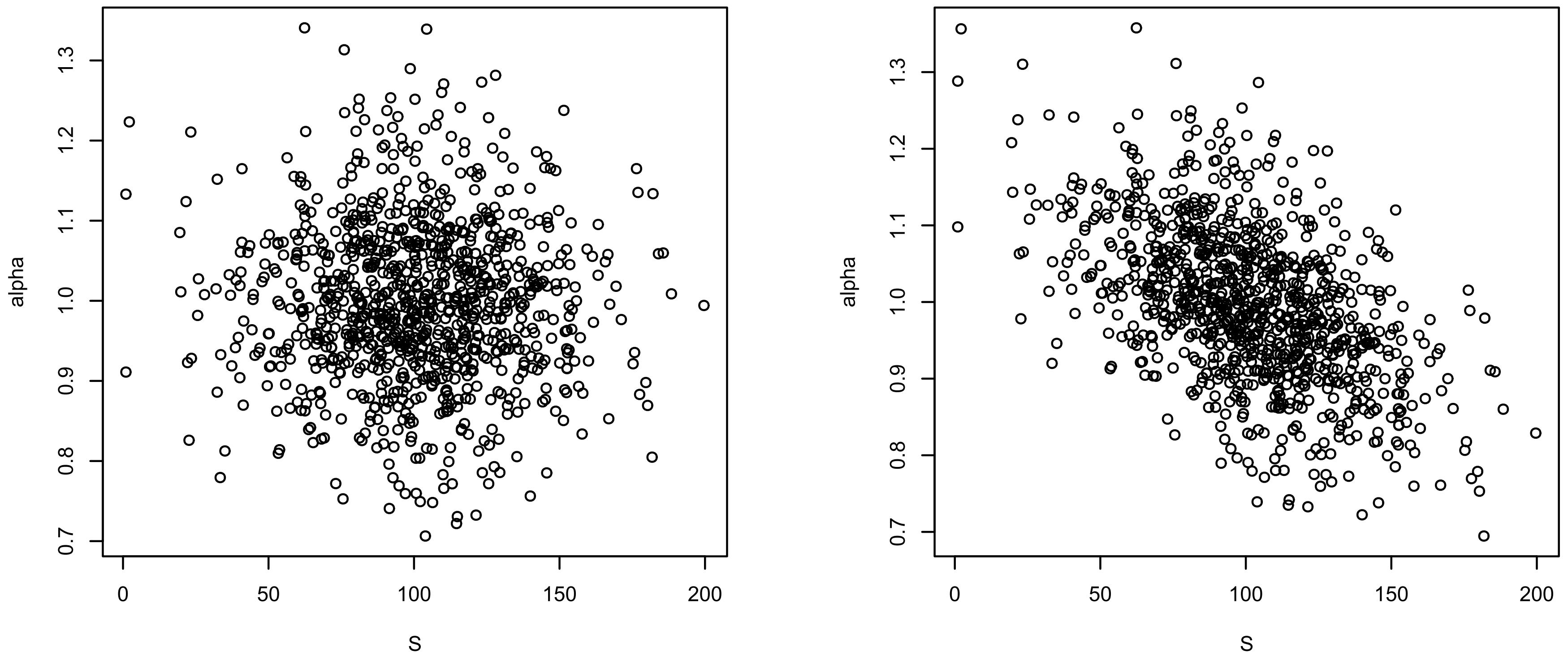
La probabilité de devenir invalide est disponible en tant que statistique de sommes.

Pour le taux d'invalidité moyen et la probabilité de réactivation/décès des invalides, seules des statistiques de polices sont disponibles.

Est-ce problématique de combiner des bases de calcul basées sur des modes de comptages différents?

Ajustement d’une table existante : simulation I

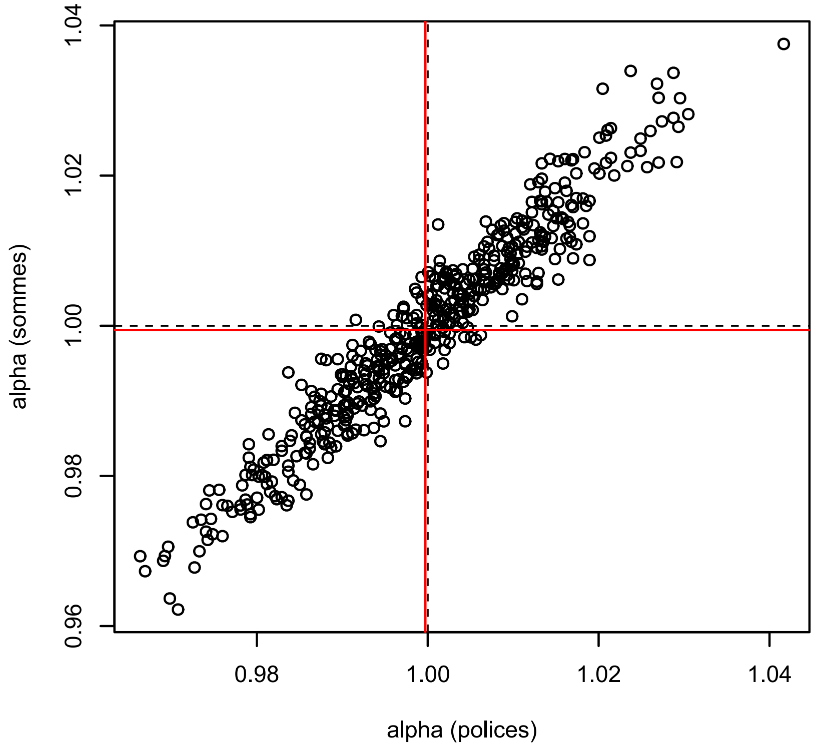
- Effectif de 100‘000 rentes en cours, table de base $\{q_x\}$
- L‘assuré i a une rente de montant S_i; sa mortalité est donnée par la table corrigée $\alpha_i \cdot \{q_x\}$
- On génère l‘effectif avec une distribution normale multivariée pour $\{(S_i , \alpha_i)\}$
- $\{\alpha_i\}$ a la moyenne 1
- Deux cas: corrélation 0 (gauche), corrélation -0.5 (droite)

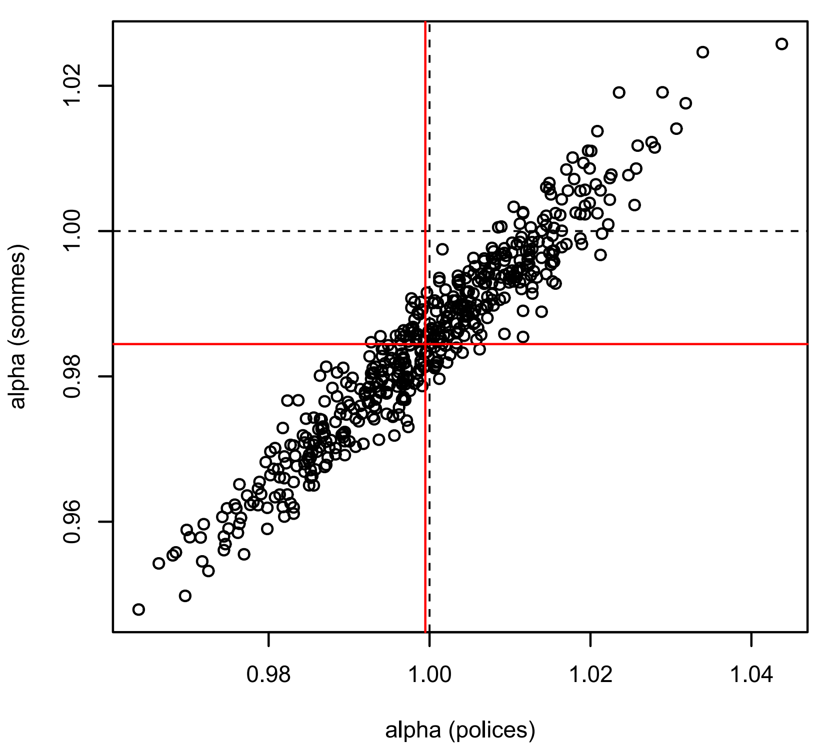


Le facteur $\{\alpha_i\}$ rend compte de l‘inhomogénéité de la mortalité dans l‘effectif. Il n‘est pas observable directement.

Ajustement d'une table : simulation II

- L'actuaire ajuste la table $\{q_x\}$ à l'effectif considéré en la multipliant par un facteur constant α
- α est estimé par le rapport „cas observés“ / „cas attendus“
- Pour la simulation, les cas observés sont générés en utilisant les tables individuelles $\alpha_i \cdot \{q_x\}$
- On répète 500 simulations des cas observés pour l'effectif considéré
- Les lignes rouges indiquent la moyenne simulée

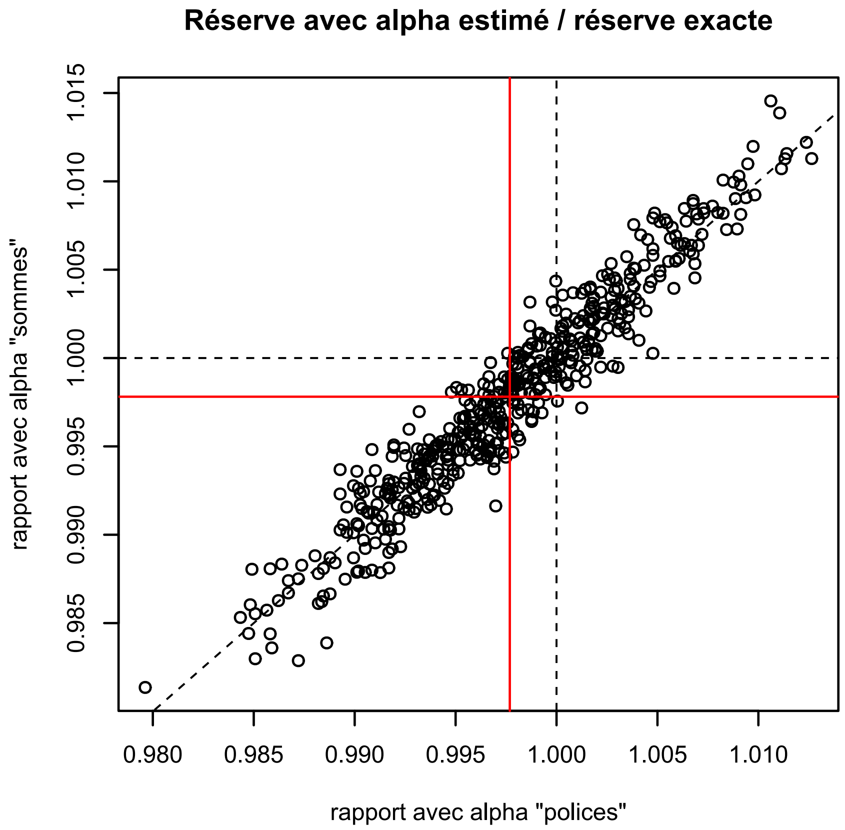


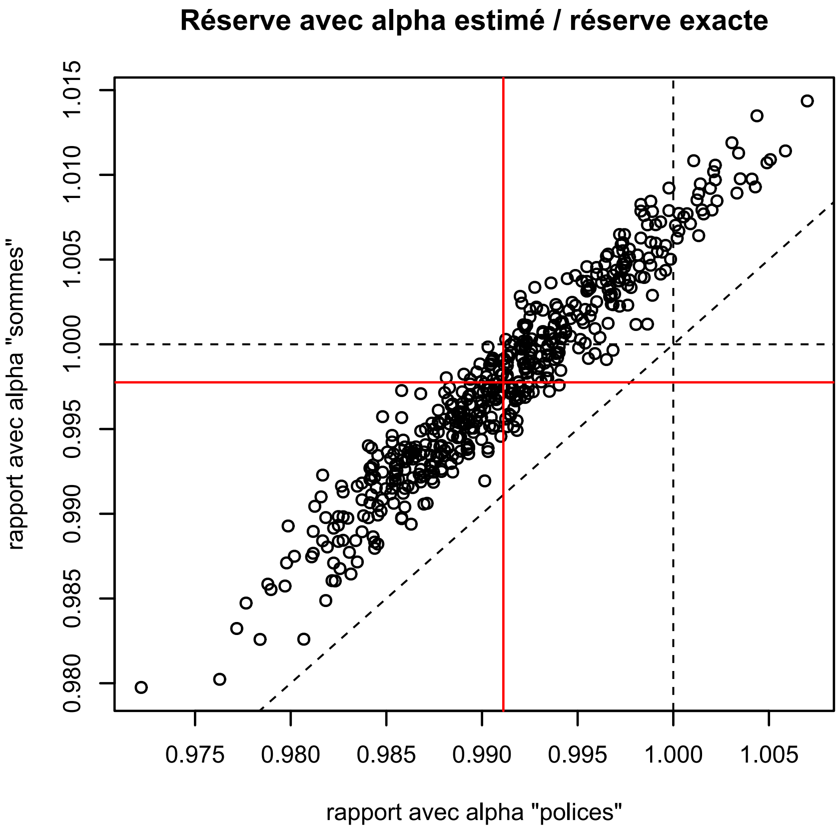


Dans le cas avec corrélation négative, la pondération par les sommes fournit logiquement une estimation plus basse du facteur d'ajustement α

Ajustement d’une table : simulation III

- On compare la réserve mathématique calculée avec la table ajustée par le facteur α à la réserve correcte calculée en utilisant les tables ajustées individuellement par le facteur $\{\alpha_i\}$





Dans tous les cas, la réserve est légèrement sous-estimée (convexité de la réserve par rapport à α).
Dans le cas avec corrélation négative, la sous-estimation est nettement plus forte pour la statistique de polices que pour celle de sommes.

Résumé

- La probabilité de décès n’est pas homogène au sein des groupes («cellules») considérés pour la modélisation et le calcul des réserves ou des primes
- La probabilité individuelle n’est pas indépendante du «volume» de la prestation assurée
- Une différenciation plus fine de l’effectif pour améliorer l’homogénéité n’est souvent pas possible/souhaitable (défaut de caractéristiques observables ou de données, contraintes juridiques, …)
- La détermination d’une table uniforme pour un effectif inhomogène implique le calcul de moyennes judicieusement pondérées pour que les valeurs financières calculées avec cette table soient correctes (sous l’hypothèse de stabilité de la composition de l’effectif)
- L’ASA/SVV a intensifié la collecte de statistiques de sommes
- La différence entre tables de mortalité basées sur les polices/personnes et celles basées sur les sommes est variable selon l’effectif considéré. Elle est particulièrement grande pour les rentes de vieillesse LPP des hommes.
- La modélisation des statistiques de sommes exige de prendre en compte la variabilité induite par la distribution des sommes dans l’effectif

Quelques références

[1] Jijiie, A., Alonso-García, J. & Arnold, S. (2022). Mortality by socio-economic class and its impact on the retirement schemes: how to render the systems fairer?. *Eur. Actuar. J.* **12**, 701–743. https://doi.org/10.1007/s13385-021-00295-w

[2] Wanner, Philippe (2025). Mortalité différentielle en Suisse 2011-2022. Aspects de la sécurité sociale. Rapport de recherche n° 1/25. Berne : Office fédéral des assurances sociales OFAS. https://www.bsv.admin.ch/bsv/fr/home/publications-et-services/forschung/forschungspublikationen

[3] Remund A, Cullati S (2019) Longer and healthier lives for all? Successes and failures of a universal consumer-driven healthcare system, Switzerland, 1990–2014. International Journal of Public Health (2019) 64:1173–1181

[4] Renshaw, A. E., Hatzopoulos, P. (1996). On the Graduation of "Amounts". British Actuarial Jour-nal, 2 (I), 185–205. doi :10.1017/S135732170000338

5 Bonus : modélisation

Modélisation I (statistiques de personnes)

u = cellule, par exemple $u = x$ (âge), $u = (x, t)$ (t = année calendaire), etc.

e_u = exposition au risque (nombre de personnes dans la cellule u)
D_u = nombre de décès recensés dans la cellule u pendant la période d'observation

Modélisation par loi binomiale

e_u *"Initial Exposed to Risk"*, q_u probabilité de décès

$$\begin{cases} D_u \sim \mathrm{Binom}(e_u, q_u) \\ g(q_u) := \log(q_u/(1-q_u)) = s(u) \end{cases}$$

Modélisation par loi de Poisson

e_u *"Central Exposed to Risk"*, μ_u force de mortalité

$$\begin{cases} D_u \sim \mathrm{Poisson}(e_u\,\mu_u) \\ g(\mu_u) := \log(\mu_u) = s(u) \end{cases}$$

avec s = fonction "lisse" à déterminer :
- paramétrique, p. ex. linéaire ou spline naturelle $\rightarrow$ GLM
- non paramétrique, p. ex. spline cubique pénalisée $\rightarrow$ GAM.

Modélisation II (statistiques de personnes)

Avec $Y_u := \frac{D_u}{e_u}$, on a :

$$\begin{cases} \mathrm{E}[Y_u] = \mu_u \\ \mathrm{Var}[Y_u] = \dfrac{1}{e_u} v(\mu_u) = \dfrac{\phi}{w_u} v(\mu_u) \end{cases}$$

avec $\phi = 1$ (dispersion), $w_u = e_u$ (poids) et v la fonction de variance :

$$\begin{cases} v(\mu) = \mu\,(1-\mu) & \text{(Binomiale)} \\ v(\mu) = \mu & \text{(Poisson)} \end{cases}$$

On peut donc modéliser la probabilité de décès / la force de mortalité (p. ex. dans R) :

```
gam(Deces/exposition ~ s(x), family = quasibinomial(link = "logit"), weights = exposition)
gam(Deces/exposition ~ s(x), family = quasipoisson(link = "log"), weights = exposition)
```

(les distributions `quasibinomial` et `quasipoisson` permettent une dispersion $\phi \lessgtr 1$)

Modélisation III (statistiques de sommes)

La cellule u contient n_u groupes ; chaque personne du groupe i ($i \in \{1 \ldots n_u\}$) a la même somme assurée $s_{u,i}$; le groupe i a une exposition (en personnes-années) $e_{u,i}$ et donc une exposition en francs-années $s_{u,i}\, e_{u,i}$. Si $D_{u,i}$ est le nombre de décès dans le groupe i, on suppose

$$\mathrm{E}\left[\frac{D_{u,i}}{e_{u,i}}\right] = \mu_u \text{ et } \operatorname{Var}\left[\frac{D_{u,i}}{e_{u,i}}\right] = \frac{\phi}{e_{u,i}}\, v(\mu_u)$$

On s'intéresse maintenant au rapport entre “sommme décédée” et “somme sous risque” dans la cellule u :

$$Y_u = \frac{\sum_i s_{u,i}\, D_{u,i}}{\sum_i s_{u,i}\, e_{u,i}}$$

$$\begin{cases} \mathrm{E}[Y_u] = \mu_u \\ \operatorname{Var}[Y_u] = \phi \cdot \underbrace{\dfrac{\sum s_{u,i}^2\, e_{u,i}}{(\sum s_{u,i}\, e_{u,i})^2}}_{1/w_u} \cdot v(\mu_u) \end{cases}$$

On peut donc modéliser $\boldsymbol{Y}$ avec un GLM/GAM et des poids dépendant de la distribution des sommes assurées dans chaque groupe.

Les poids sont invariants par multiplication des sommes d'une cellule u par un facteur constant.

Modélisation IV (statistiques de sommes)

Complication 1 : En règle générale, la distribution des sommes au sein des cellules n'est pas disponible et on ne connaît que l'exposition totale e_u^S et la "somme décédée" totale D_u^S pour chaque cellule u :

$$e_u^S = \sum_{i=1}^{n_u} s_{u,i}\, e_{u,i}, \quad D_u^S = \sum_{i=1}^{n_u} s_{u,i}\, D_{u,i}$$

Renshaw et Hatzopoulos [4] considèrent un modèle dans lequel, étant donné le nombre de décès D_u, la somme décédée D_u^S est la somme de D_u variables aléatoires i.i.d. $S_{u,i}$ $(i \in \{1 \ldots D_u\})$:

$$D_u^S = \sum_{i=1}^{D_u} S_{u,i}$$

Ils modélisent la somme décédée moyenne D_u^S/d_u (étant donné $D_u = d_u$) avec une distribution Gamma et en tirent des poids pour la modélisation de D_u^S/e_u^S ($\rightarrow$ estimation de la probabilité de décès basée sur les sommes).

Complication 2 : On a vu que la probabilité de décès n'est pas homogène (constante) au sein d'une cellule et qu'il y a un lien entre somme assurée et mortalité. Un modèle collectif devrait tenir compte de ces effets.

Modélisation V (statistiques de sommes)

Résumé

- La variabilité des sommes assurées au sein de l'effectif induit une variabilité supplémentaire du taux de mortalité observé sur la base des sommes qui devrait être prise en compte lors de la modélisation.
- L'inhomogénéité de la probabilité de décès au sein d'une cellule et le lien entre la probabilité de décès et la somme assurée devrait également être pris en compte.
- En pratique, ces phénomènes devraient avoir un effet limité sur les tables «best estimate» et influencer surtout l'estimation de l'incertitude des probabilités de décès.