La détermination des excédents à réassurer dans l'assurance sur la vie

Autor(en): **Robert, Jean-Paul**

Objekttyp: **Article**

Zeitschrift: **Mitteilungen / Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker = Bulletin / Association des Actuaires Suisses = Bulletin / Association of Swiss Actuaries**

Band (Jahr): **46 (1946)**

PDF erstellt am: **28.05.2024**

Persistenter Link: https://doi.org/10.5169/seals-966883

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Inhalten der Zeitschriften. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern.
Die auf der Plattform e-periodica veröffentlichten Dokumente stehen für nicht-kommerzielle Zwecke in Lehre und Forschung sowie für die private Nutzung frei zur Verfügung. Einzelne Dateien oder Ausdrucke aus diesem Angebot können zusammen mit diesen Nutzungsbedingungen und den korrekten Herkunftsbezeichnungen weitergegeben werden.
Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Die systematische Speicherung von Teilen des elektronischen Angebots auf anderen Servern bedarf ebenfalls des schriftlichen Einverständnisses der Rechteinhaber.

Haftungsausschluss

Alle Angaben erfolgen ohne Gewähr für Vollständigkeit oder Richtigkeit. Es wird keine Haftung übernommen für Schäden durch die Verwendung von Informationen aus diesem Online-Angebot oder durch das Fehlen von Informationen. Dies gilt auch für Inhalte Dritter, die über dieses Angebot zugänglich sind.

Ein Dienst der *ETH-Bibliothek*
ETH Zürich, Rämistrasse 101, 8092 Zürich, Schweiz, www.library.ethz.ch

http://www.e-periodica.ch

La détermination des excédents à réassurer dans l'assurance sur la vie

Par *Jean-Paul Robert,* Berne

On pense souvent que le calcul des excédents à réassurer dans la branche vie doit être un cas particulier de la théorie des écarts et qu'on peut résoudre le problème uniquement par un raisonnement mathématique. Tel n'est cependant pas le cas en réalité. Le fait qu'on opère à la limite du domaine d'application de la science actuarielle empêche, en effet, de faire un usage exclusif des lois et formules du calcul des probabilités. De plus, les éléments d'ordre commercial et pratique jouent un rôle prépondérant.

Nous examinerons tout d'abord la question sous son angle théorique en partant des formules habituelles du calcul des probabilités. Nous verrons ensuite pourquoi les résultats ainsi obtenus ne peuvent, en général, pas être utilisés sans réserve. Si le danger des écarts fortuits oblige l'assureur à céder certains risques, il ne peut cependant le faire qu'à des conditions qui permettent aussi au réassureur de remplir normalement sa fonction. Il en résulte que la détermination des pleins et des excédents est soumis à des exigences techniques multiples et parfois contradictoires. Nous verrons, enfin, s'il est possible, dans la pratique, de les calculer à priori d'une manière exacte ou s'il faut se contenter d'estimations plus ou moins empiriques.

I. Ecarts fortuits et compensation des risques

On sait que l'emploi du calcul des probabilités dans l'assurance sur la vie repose sur les deux hypothèses fondamentales suivantes:

a) Les bases techniques utilisées par les compagnies sont exactes, c'est-à-dire, en particulier, que les probabilités de décès ont le caractère de probabilités à priori.

b) Les probabilités de décès sont indépendantes.

Nous discuterons dans le chapitre II la légitimité de ces hypothèses. Pour l'instant, nous les admettrons, ainsi qu'on le fait généralement, et verrons à quels résultats nous conduisent les calculs effectués sur cette base.

1° Formules des écarts

Nous nous proposons de trouver l'écart qui peut se produire dans la mortalité du fait que le nombre des têtes soumises au risque est limité, et que les sommes assurées peuvent être de grandeur variable. On sait, en effet, qu'en raison de ces écarts une compagnie d'assurance sur la vie ne peut pas accepter des polices d'un montant trop élevé de crainte de se trouver en difficultés s'il se produit, coup sur coup, une série de sinistres importants.

Le calcul des pleins dans l'assurance est analogue à celui des mises maximum dans un établissement de jeu. Les formules utilisées dans ce dernier cas ont été étudiées, en particulier, par *Czuber* (Wahrscheinlichkeitsrechnung, erster Band). A la page 225, il donne de *l'écart moyen* et de *l'écart quadratique moyen* des formules générales qui permettent de faire intervenir le poids ou le prix de chaque mise. Admettant que les comptes sont bouclés périodiquement (ce sera chaque année dans une société d'assurance), *Czuber* suppose, par hypothèse, que les écarts négatifs (ou pertes dans les assurances au décès) ne sont pas compensés par des écarts positifs (ou bénéfices) ultérieurs.

Lorsque *les épreuves ont le même poids, l'écart quadratique moyen* est donné par la formule:

$$M = A\sqrt{spq} \tag{1}$$

et l'*écart moyen* par:

$$R = A\sqrt{\frac{spq}{2\pi}} = M\sqrt{\frac{1}{2\pi}} \tag{2}$$

A, représente le montant ou poids de la mise, celui-ci étant le même pour tous les joueurs,

s, est le nombre des tours de roulette, ou, d'une manière plus générale, le nombre des épreuves,

p, est la probabilité d'arrivée d'une combinaison, et

q, la probabilité inverse.

Sie *les mises des joueurs ont des montants variables* et que les écarts quadratiques moyens de chacune des séries de mises ayant le même poids sont: M_1, M_2, M_3, ... M_i, on a au total:

$$M = \sqrt{M_1^2 + M_2^2 + M_3^2 + \ldots + M_i^2} \tag{3}$$

ce qui donne le risque couru par l'établissement, ou bien, sous une forme condensée:

$$M = \sqrt{\Sigma spq A^2} \tag{4}$$

et

$$R = \sqrt{\frac{1}{2\pi}} \cdot \sqrt{\Sigma spq A^2} = 0{,}4\, M \tag{5}$$

Convient-il de prendre l'écart quadratique moyen M ou simplement l'écart moyen R? La première formule fait intervenir le carré de chaque écart, c'est-à-dire que par précaution, on lui donne un poids particulier. Grâce au théorème de Bernouilli on sait que l'on peut déterminer la probabilité P qu'un écart — dans une série d'épreuves identiques — ou qu'une somme d'écart — comme dans le cas présent — ne dépasse pas une certaine limite kM ou kR, soit:

$k =$	1	2	3	4	5	6
$P(M) = \theta\left(k \frac{1}{2\sqrt{2}}\right)$	0,68267	0,95449	0,99730	0,99994		
$P(R) = \theta\left(k \frac{1}{2\sqrt{\pi}}\right)$	0,31006	0,57498	0,76863	0,88945	0,95392	0,98332

On voit par là qu'en choisissant l'écart quadratique moyen on pourra admettre avec une probabilité pratique de 100 % qu'il ne sera pas dépassé plus de 4 fois, alors que pour la même probabilité, l'écart correspondant R pourrait être dépassé 10 fois.

Czuber dit, à propos de ces deux notions: «La question de savoir de quelle somme doit disposer un établissement pour se garantir des pertes possibles, ne peut pas être tranchée d'une manière incontestable; la sécurité *absolue* n'existe que si l'entreprise dispose d'un fonds égal aux plus grandes pertes possible. On ne possède sans cela qu'une *probabilité* que le fonds sera suffisant. C'est essentiellement une

question d'appréciation que de fixer la probabilité dont on peut se contenter.» On doit donc conclure avec cet auteur que l'emploi de l'écart moyen ou de l'écart quadratique moyen dépendra du degré de sécurité qu'on veut obtenir.

Pour le calcul des écarts de mortalité on fait généralement usage dans l'assurance sur la vie de l'écart quadratique moyen et la formule adoptée est la suivante:

$$M = \sqrt{\Sigma q(1-q) \cdot S^2 \cdot (1-V)^2} \qquad (6)$$

dans laquelle, M est habituellement désigné par *risque annuel moyen*, en allemand «jährliche mittlere Risiko» (j. m. Risiko), et où:

q, est la probabilité annuelle de décès,

S, la somme assurée, et

SV, la réserve mathématique.

Il faut se rappeler, pour comprendre cette formule, qui est absolument analogue à la formule (4), que les opérations d'assurances sur la vie en cas de décès peuvent toutes se ramener au schéma suivant:

Chaque police de montant S a une réserve mathématique de $S\,{}_tV$. La somme que la société risque en cas de décès est $S(1-{}_tV)$, ou plus simplement $S(1-V)$, qu'on désigne par «somme sous le risque». La probabilité que l'assuré décède pendant l'année, et que cette somme soit échue, est q_x. La probabilité que cet événement ne se produise pas, c'est-à-dire que l'assuré soit encore en vie à la fin de l'année, est $p_x = 1 - q_x$.

Pour obtenir l'écart recherché M, il faut donc considérer tous les assurés d'un âge déterminé x, dont la probabilité de décès est q_x. On peut aussi se contenter de grouper un certain nombre de classes d'âge et prendre la probabilité moyenne de décès q_m. Pour simplifier notre exemple, nous avons, nous-même, admis une probabilité moyenne de décès q pour l'ensemble de toutes les classes d'âge. Si les montants des sommes sous le risque, pour un âge déterminé, sont: $[S(1-V)]_1$, $[S(1-V)]_2$, ... $[S(1-V)]_i$, la formule développée suivante (7), donnera la valeur totale de M:

$$M = \sqrt{q_{x_1}(1-q_{x_1})\{[S(1-V)]_1^2 + [S(1-V)]_2^2 + \ldots + [S(1-V)]_i^2\}} +$$
$$\sqrt{q_{x_2}(1-q_{x_2})\{[S(1-V)]_1^2 + [S(1-V)]_2^2 + \ldots + [S(1-V)]_i^2\}} +$$
$$\ldots\ldots +$$
$$\sqrt{q_{x_z}(1-q_{x_z})\{[S(1-V)]_1^2 + [S(1-V)]_2^2 + \ldots + [S(1-V)]_i^2\}} \quad (7)$$

En prenant une probabilité moyenne de décès q, on obtient donc la formule condensée (6).

Nous allons adopter cette formule (6) et l'appliquer à différents exemples. Nous verrons que les résultats obtenus permettent de tirer des conclusions fort intéressantes et importantes.

Pour simplifier les choses, supposons que, dans cette formule:

$$q = 0{,}02$$
$$\text{et} \quad V = 0{,}286$$

De ce fait, l'expression $q(1-q)(1-V)^2$ est égale à 0,01. On peut donc écrire:

$$M = 0{,}1\sqrt{\Sigma S^2} \quad (8)$$
$$R = 0{,}4\,M \quad (9)$$

De plus, nous désignerons par:

$m = \dfrac{M}{\Sigma S(1-V)q}$ le rapport du risque annuel moyen à la mortalité présumée, c'est à dire aux primes annuelles de risque. (10)

$n = \dfrac{M}{\Sigma S}$ le rapport du risque annuel moyen au total des sommes assurées. (11)

2° Application des formules à quelques exemples

Avant de considérer des portefeuilles analogues à ceux qu'on peut trouver dans la réalité, il est utile de rappeler les caractéristiques essentielles des combinaisons de polices les plus simples.

On voit, tout d'abord, par l'étude des formules (7) à (11), que le risque annuel moyen M augmente proportionnellement à la racine carrée de l'accroissement du nombre des assurés, tandis que c'est

l'inverse pour les risques relatifs m et n. Par ailleurs, le risque annuel M augmente, pour un même nombre d'assurés, comme le montant des capitaux assurés. Enfin, les risques annuels moyens relatifs m et n sont les mêmes pour tous les portefeuilles qui ont un nombre identique d'assurés.

En prenant un effectif assuré de 100 polices, par exemple, de 5000 auquel on ajoute 1 contrat de 10 000, ou bien 10 contrats de 11 111, ou encore 50 contrats de 20 000, le risque annuel M augmente, tandis que les rapports m et n restent les mêmes que si on a seulement 100 contrats de 5000.

On constate ainsi que la police qu'on peut ajouter à un portefeuille, sans modifier les rapports relatifs m et n, a un montant égal au double de la moyenne primitive des capitaux assurés de ce portefeuille. Cette propriété est intéressante. Il faut toutefois se garder de mal l'interpréter. On lit, en effet, dans certains traités: «le plein doit être égal au double de la somme moyenne des capitaux assurés», ce qui n'est pas exact. En réalité, il faut compléter cette proposition par: «si on veut que le rapport du risque annuel moyen à la mortalité présumée ne soit pas modifié.»

On peut relever, enfin, que le risque annuel moyen dépend, à la fois, du nombre des polices et du montant des capitaux assurés. On voit, en effet, que si l'on a, par exemple, 150 polices de 10 000 ou 150 polices, dont 100 de 5000 et 50 de 20 000, le nombre des polices et le montant des sommes assurées est le même dans les deux cas et cependant le risque annuel moyen est $M = 12\,250$ ou $m = 57{,}20\ \%$, dans le premier cas, et de 15 000 ou 70,03 % dans le second.

Passons maintenant à l'étude de portefeuilles d'assurances complets. Nous en avons choisi 4, portant les désignations A, B, C et D. Le premier a été étudié par *Moll* (Die Rückversicherung in die Lebensversicherung — Actes du Congrès international des actuaires, Amsterdam 1912) et par *Berger* (Prinzipien der Lebensversicherungstechnik). Les portefeuilles B, C et D sont des variantes au moyen desquelles nous nous proposons de faire certaines comparaisons.

Le portefeuille A est composé de 2389 polices formant un total de sommes assurées de 10 000 000.

Le portefeuille B est aussi composé de 2389 polices, mais il diffère du portefeuille A du fait que, à la place de 3 polices de 1000, on y trouve 2 polices de 100 000 et 1 police de 200 000.

Composition des portefeuilles *Tableau I*

Polices d'un capital de	Portefeuilles							
	A		B		C		D	
	Nombre de polices	Total des capitaux assurés	Nombre de polices	Total des capitaux assurés	Nombre de polices	Total des capitaux assurés	Nombre de polices	Total des capitaux assurés
1 000	850	850 000	847	847 000	13 552	13 552 000	27 104	27 104 000
2 000	425	850 000	425	850 000	6 800	13 600 000	13 660	27 200 000
3 000	238	714 000	238	714 000	3 808	11 424 000	7 616	22 848 000
4 000	102	408 000	102	408 000	1 632	6 528 000	3 264	13 056 000
5 000	289	1 445 000	289	1 445 000	4 624	23 120 000	9 248	46 260 000
6 000	52	312 000	52	312 000	832	4 992 000	1 664	9 984 000
7 000	34	238 000	34	238 000	544	3 808 000	1 088	7 616 000
8 000	27	216 000	27	216 000	432	3 456 000	864	6 912 000
9 000	8	72 000	8	72 000	128	1 152 000	256	2 304 000
10 000	255	2 550 000	255	2 550 000	4 080	40 800 000	8 160	81 600 000
15 000	42	630 000	42	630 000	672	10 080 000	1 344	20 160 000
20 000	34	680 000	34	680 000	544	10 080 000	1 088	21 760 000
25 000	17	425 000	17	425 000	272	6 800 000	544	13 600 000
30 000	7	210 000	7	210 000	112	3 360 000	224	6 720 000
40 000	5	200 000	5	200 000	80	3 200 000	160	6 400 000
50 000	4	200 000	4	200 000	64	3 200 000	128	6 400 000
100 000	—	—	2	200 000	32	3 200 000	64	6 400 000
200 000	—	—	1	200 000	16	3 200 000	32	6 400 000
Total	2 389	10 000 000	2 389	10 397 000	38 224	166 352 000	76 448	332 704 000
Capital moyen	4 186		4 352		4 352		4 352	

Le portefeuille C est composé des mêmes polices que le portefeuille *B*, mais en nombre 16 fois plus grand.

Le portefeuille D est composé des mêmes polices que le portefeuille *B*, mais en nombre 32 fois plus grand.

Les portefeuilles *A* et *B* sont ceux de petites sociétés. La plus petite société suisse concessionnaire d'assurances sur la vie, «Coop», avait, à fin 1943: 21 730 polices d'assurances de capitaux avec un total de fr. 51 001 117 de sommes assurées, soit environ 5 fois plus que dans ces deux exemples.

Le portefeuille *C* représente celui d'une société moyenne. A fin 1943, «Helvétia-vie» assurait en Suisse 161 millions de francs d'assurances de capitaux avec environ 41 000 polices, soit à peu de chose près l'équivalent de ce portefeuille.

Le portefeuille *D* est déjà celui d'une société assez importante.

Pour chacun de ces portefeuilles, nous avons indiqué dans les tableaux II à V les renseignements qui correspondent à différents pleins gardés par la société. Dans la deuxième colonne (S_p) figure le montant des capitaux respectivement gardés en propre par l'assureur. Dans la troisième colonne on trouve le risque de décès probable du portefeuille gardé. Les tableaux tournissent, enfin, le risque annuel moyen que peut courir l'entreprise, soit en valeur absolue (M), soit en pour-cent du risque de décès (m) ou des sommes assurées (n), pour différents pleins (colonnes 4, 5 et 6).

On constate que, pour les portefeuilles *C* et *D*, on arrive à un risque annuel moyen de 2,53 à 6,80 % des prestations présumées en cas de décès. La probabilité, d'après le théorème de Bernouilli, que cet écart soit double est de 46 ‰, qu'il soit triple de 3 ‰ et qu'il soit quadruple de 0,06 ‰. En admettant, à titre de précaution, des écarts quadruples — la probabilité que ce chiffre soit dépassé étant donc 0,00006 — on constate que le risque annuel moyen qu'on peut craindre en une année, ne dépasse pas 25 % du coût de la mortalité présumée ou 1 à 4 ‰ des sommes assurées.

Pour ces deux portefeuilles, l'égalisation des risques est déjà telle, par suite du nombre des polices et de la répartition des sommes, qu'il ne serait, comme on le voit, pas nécessaire, du point de vue de la sécurité, de réassurer des sommes inférieures à 200 000. Les sociétés possédant de semblables portefeuilles pourraient, en effet, constituer

avec leurs fonds libres ou des réserves latentes un fonds d'égalisation d'un montant de 600 000 à 800 000 francs.

Pour les sociétés *A* et *B*, le risque annuel moyen est déjà plus important comparé au risque de mortalité présumé. Toutefois, si l'on choisit un plein de 30 000 au lieu d'un plein de 15 000, le risque moyen supplémentaire à la charge de la société *B* n'est que de 1,9 % des prestations probables en cas de décès ou de 0,27 ‰ des capitaux assurés. En allant jusqu'à 50 000 pour le plein, le risque *m* augmente encore de 1,2 % seulement. En ne réassurant rien, soit en fixant le plein à 200 000, le risque couru est de 7,3 supérieur à celui qu'on aurait à supporter en fixant le plein à 15 000. En valeur absolue, cela fait environ 14 000. On peut, comme ci-dessus, admettre une limite quadruple et on voit qu'un risque annuel moyen de 50 000 à 60 000 en plus ou en moins, pour une société qui a 10,4 millions de capitaux assurés, n'est, à priori, pas impossible à supporter. Il faut cependant constater que pour ces deux petits portefeuilles et particulièrement pour le second, le quadruple du risque annuel moyen relatif *m*, du portefeuille total, représente tout de même de 90 à 109 % des sinistres probables de l'année. C'est assurément beaucoup.

On voit, par ces exemples, que même pour une société relativement petite, la répartition des risques se fait *automatiquement*, si les capitaux sont régulièrement échelonnés. La réassurance ne l'améliore pas sensiblement.

Nous avons admis jusqu'ici, pour simplifier, que la réserve mathématique était la même pour tous les contrats et que les risques de décès étaient uniformes. En pratique il n'en est pas ainsi; il faudrait donc constituer des groupements de polices nombreux et dresser pour chacun d'eux des tableaux analogues à ceux que nous donnons en exemple.

L'existence de réserves mathématiques individuelles complique, au surplus, le problème, car cela fait intervenir un nouveau risque d'écart, qui se combine à ceux que nous avons déjà étudiés. Nous avons, en effet, vu que le *nombre* des sinistres est variable et qu'à une forte proportion de sinistres correspond normalement un plus grand total de *capitaux échus;* le risque d'écart sur les sommes assurées se superpose et agit, en quelque sorte, au second degré. Mais il y a plus, les décès peuvent survenir au début, au milieu ou à la fin d'un contrat, c'est-à-dire à un moment où la *réserve mathématique* accumulée est

Tableaux II et III

Pleins	Portefeuille gardé par l'assureur S_p	Coût de la mortalité présumée du portefeuille gardé $S_p(1-V)q$	Ecart annuel moyen absolu M	Ecart annuel moyen relatif	
				En % de la mortalité présumée m	En ‰ des sommes assurées n
		Ecarts du portefeuille A			
1 000	2 389 000	34 100	4 888	14,33	2,05
3 000	5 042 000	72 000	11 214	15,57	2,22
5 000	6 692 000	95 600	16 023	16,76	2,39
10 000	8 745 000	124 900	23 635	18,92	2,70
15 000	9 290 000	132 700	26 361	19,87	2,84
20 000	9 625 000	137 400	28 498	20,74	2,96
25 000	9 790 000	139 800	29 772	21,30	3,04
30 000	9 870 000	140 900	30 502	21,65	3,09
40 000	9 960 000	142 200	31 518	22,16	3,16
50 000	10 000 000	142 800	32 084	22,47	3,21
		Ecarts du portefeuille B			
1 000	2 389 000	34 100	4 888	14,33	2,05
3 000	5 048 000	72 000	11 224	15,57	2,22
5 000	6 704 000	95 700	16 045	16,77	2,39
10 000	8 772 000	125 300	23 700	18,91	2,70
15 000	9 332 000	133 300	26 490	19,87	2,84
20 000	9 682 000	138 300	28 707	20,76	2,96
25 000	9 862 000	140 800	30 085	21,37	3,05
30 000	9 957 000	142 200	30 940	21,76	3,11
40 000	10 077 000	143 900	32 270	22,43	3,20
50 000	10 147 000	144 900	33 231	22,93	3,27
100 000	10 297 000	147 000	36 460	24,80	3,54
200 000	10 397 000	148 500	40 364	27,18	3,88

Tableaux IV et V

Pleins	Portefeuille gardé par l'assureur S_p	Coût de la mortalité présumée du portefeuille gardé $S_p(1-V)q$	Ecart annuel moyen absolu M	Ecart annuel moyen relatif: En % de la mortalité présumée m	Ecart annuel moyen relatif: En ‰ des sommes assurées n
		Ecarts du portefeuille C			
1 000	38 224 000	545 600	19 550	3,58	0,51
3 000	80 768 000	1 153 660	44 891	3,89	0,55
5 000	107 264 000	1 531 200	64 182	4,19	0,60
10 000	140 352 000	2 004 800	94 792	4,73	0,68
15 000	149 312 000	2 132 800	105 951	4,97	0,71
20 000	154 912 000	2 212 800	114 824	5,19	0,74
25 000	157 792 000	2 252 800	120 339	5,34	0,76
30 000	159 312 000	2 275 200	123 764	5,44	0,78
40 000	161 232 000	2 302 400	129 080	5,61	0,80
50 000	162 352 000	2 318 400	132 927	5,73	0,82
100 000	164 752 000	2 352 000	142 371	6,05	0,86
200 000	166 352 000	2 376 000	161 461	6,80	0,97
		Ecarts du portefeuille D			
1 000	76 448 000	1 091 200	27 650	2,53	0,32
3 000	161 536 000	2 307 200	63 500	2,75	0,34
5 000	214 528 000	3 062 000	90 767	2,96	0,37
10 000	280 704 000	4 009 600	134 056	3,34	0,42
15 000	298 624 000	4 264 600	149 837	3,51	0,44
20 000	309 824 000	4 425 600	162 392	3,67	0,46
25 000	315 584 000	4 505 600	170 185	3,78	0,47
30 000	318 624 000	4 550 400	175 030	3,85	0,48
40 000	322 464 000	4 604 800	182 546	3,96	0,49
50 000	324 704 000	4 636 800	187 888	4,05	0,51
100 000	328 504 000	4 704 000	206 260	4,38	0,55
200 000	332 704 000	4 752 000	228 340	4,81	0,60

petite, moyenne ou devenue presque égale au capital lui-même. Cette répartition des sommes sous le risque résulte évidemment du hasard, mais elle est aussi fonction de la variation des sinistres et des sommes assurées; elle intervient donc au troisième degré.

La réserve mathématique des polices qui sont échues par décès est, en général, en raison de l'augmentation des probabilités de décès avec l'âge, plus élevée que la moyenne des réserves mathématiques de l'ensemble de l'effectif assuré. Le risque de l'entreprise est donc normalement moins grand que celui que nous avons trouvé pour les portefeuilles d'assurance *A*, *B*, *C* et *D*, étudiés plus haut, où la réserve mathématique moyenne était relativement petite. Les pleins théoriques pourraient donc, de ce fait, être fixés encore plus hauts que nous l'avons envisagé par nos exemples.

3° Ecarts produits par les plus grandes polices d'un portefeuille

Il est utile aussi de comparer la somme que peut avoir à supporter l'entreprise, par l'échéance de quelques-unes des plus grandes polices du portefeuille, avec la mortalité présumée à la charge de l'assureur. En supposant, à titre d'exemple, que dans les 4 portefeuilles étudiés, les deux polices les plus grandes viennent à échéance par décès, on constate que l'écart, par rapport à la mortalité présumée, est le suivant, pour différents pleins et en tenant compte de la réserve mathématique individuelle des contrats échus:

Tableau VI

Dommage causé par l'échéance des 2 polices les plus grandes, comparé à la mortalité présumée du portefeuille non reassuré

	Portefeuilles			
Pleins	A	B	C	D
	%	%	%	%
10 000.	11,43	11,40	0,74	0,36
20 000.	20,79	20,65	1,29	0,65
30 000.	30,40	30,13	1,88	0,94
50 000.	50,00	49,28	3,08	1,54
100 000.		97,14	6,07	3,04
200 000.		144,24	12,12	6,01

(___: Dommage pour le portefeuille sans réassurance)

Une société peut, semble-t-il, admettre sans inconvénient un certains surplus annuel de mortalité; en revanche, il est clair qu'un écart important, de 50 % ou davantage, par exemple, pourrait lui causer un préjudice sérieux. En fixant par prudence, à 10 % l'écart qu'on peut tolérer dans le cas où les deux plus grandes polices viendraient à échéance, on voit qu'il n'y a pas besoin de réassurance pour le portefeuille *D*, qu'on peut fixer le plein à 100 000 pour le portefeuille *C* et en dessous de 10 000 pour les deux autres.

Le choix de 2 polices et du taux de 10 % est évidemment arbitraire. Toutefois, il nous semble que cet exemple met assez bien en évidence l'effet produit par l'existence de grandes polices dans des portefeuilles de grandeurs différentes. En particulier, on se rend compte que le portefeuille *B* n'est vraiment pas en mesure de supporter les 3 polices de 100 000 et 200 000 et qu'une réassurance est, dans ce cas, absolument indispensable. Cette nécessité n'apparaissait pas aussi clairement dans le tableau III (page 166), où nous avons étudié le risque moyen, car ce dernier n'était guère plus élevé dans le portefeuille *B* que dans le portefeuille *A*.

Cette étude théorique des écarts est certainement très intéressante. Il faut pourtant constater, malheureusement, qu'on ne sait pas à partir de quel montant, ou à partir de quel pour-cent de la mortalité, un risque annuel d'écart est dangereux pour la société. Il en est de même du dommage causé par l'échéance de quelques-unes des plus grandes polices. On ne sait donc pas, en définitive, même du point de vue purement spéculatif, à quelle hauteur il convient de fixer le plein. Ainsi, les renseignements fournis par ce moyen ne sont pas précis et doivent, pour le moins, être interprétés. On peut cependant retenir de cette étude que, si les capitaux assurés sont régulièrement et normalement échelonnés, les pleins théoriques sont très élevés, même pour de petites sociétés.

Toutefois, le plein théorique doit aussi, par définition, être calculé de telle sorte que l'écart maximum probable ne dépasse pas la capacité de perte de la société. Or, cette capacité est essentiellement variable, suivant la plus ou moins grande prudence qui préside à la gestion de la société. La constitution de réserves spéciales importantes, une politique prévoyante dans les placements, un choix rationnel des bases techniques, sont autant de causes qui influent sur la capacité de bénéfice d'une société, et, par le fait même, sur sa possibilité de supporter

certaines pertes. La variation de ces différents éléments a nécessairement une influence sur la fixation du maximum assurable. On doit donc tirer la conclusion que le calcul des pleins théoriques ne peut être fait seulement au moyen du calcul des probabilités, mais que la détermination de ceux-ci repose aussi, en partie, sur des appréciations d'ordre divers, dont nous reparlerons d'ailleurs plus en détail par la suite.

II. Mortalité théorique et mortalité effective d'un portefeuille

Nous avons admis jusqu'ici que les tables de mortalité étaient exactes et que les probabilités de décès étaient indépendantes. Tel n'est cependant pas le cas en général. En réalité, les résultats de la science actuarielle sont presque toujours quelque peu différents de ceux qui proviennent effectivement des événements eux-mêmes. Toutefois, en pratique, dans l'assurance sur la vie directe, les erreurs ainsi commises peuvent être, soit négligées, soit compensées par des chargements, dits de sécurité, ou encore réparées par des mesures spéciales (par exemple, par un renforcement des réserves). En revanche, lesdites erreurs, qui sont aussi des écarts — mais d'une nature autre que les écarts fortuits étudiés au chapitre précédent — prennent une importance capitale dans la réassurance. C'est, en effet, précisément, le rôle essentiel de la réassurance de prendre en charge les risques d'écarts, quels que soient leurs formes.

1° Fluctuation de la mortalité

Les tables de mortalité sont construites sur les expériences du passé. On les utilise pour le futur en prenant des marges de sécurité; toutefois, on ne peut pas savoir d'avance si ces marges seront suffisantes ou non. En particulier, les épidémies, les cataclysmes, les guerres, etc.... sont imprévisibles, de même que la découverte de certains traitements ou médicaments efficaces contre les maladies ou accidents graves (Rayons X, pénicilline, etc.). Cela revient à dire que les tables de mortalité qu'on utilise dans l'assurance ne peuvent jamais être rigoureusement exactes.

Nous ne voulons pas nous étendre ici sur les causes et les circonstances des fluctuations de la mortalité au cours des années. Chaque actuaire sait, en effet, qu'elles peuvent être très importantes et ne doivent en aucun cas être négligées.

2° Indépendance des probabilités

On admet, par hypothèse, dans l'assurance sur la vie, que, pour une table de mortalité déterminée, les cas soumis au risque sont équivalents pour un âge donné. On dit aussi qu'ils ont «équipossibles» et «indépendants», en donnant à ces notions le sens qu'elles ont lorsque le calcul des probabilités est appliqué à la statistique. En un mot, la mortalité est présumée se répartir, au cours des années, régulièrement et proportionnellement aux probabilités de décès q_x.

Cependant, dans la réalité, on constate que, dans certaines circonstances et suivant la composition des portefeuilles, ces conditions ne sont pas remplies. Une grave épidémie de typhus, par exemple, localisée dans une ville, n'aura, théoriquement, pas de conséquence sérieuse pour une société dont les assurés sont répartis également sur tout le pays. Les bases techniques et les tarifs tiennent compte, en principe, d'une telle éventualité. En revanche, le contre-coup serait probablement désastreux pour un établissement qui n'assurerait que les citoyens de la localité contaminée. De même, on peut déjà, dans les circonstances actuelles, envisager la possibilité d'accidents catastrophiques dans des instituts de recherches atomiques.

On pourrait citer de nombreux autres faits, qui prouveraient que la répartition des sinistres d'un portefeuille d'assurance, dans le temps et dans l'espace, n'est pas régulière et qu'elle dépend souvent de la volonté humaine (composition des portefeuilles par les sociétés, mesures de prophylaxie ou de précaution collective, etc.).

On doit conclure de ces quelques exemples, brièvement mentionnés, que dans l'assurance il n'est généralement pas possible de savoir immédiatement si les écarts entre la mortalité théorique présumée (celle que nous avons qualifiée d'exacte) et la mortalité effective sont un effet du hasard (écarts fortuits) ou s'ils résultent de l'emploi d'une table impropre (fluctuation de la mortalité, indépendance des probabilités). On ne sait donc généralement pas si les formules des écarts, dont nous avons parlé au chapitre premier, peuvent être utilisées sans correction ni, le cas échéant, quelle est la nature ou l'importance de l'adaptation nécessaire. Ces conclusions sont particulièrement précieuses, car elles montrent, à nouveau, que la solution du problème des pleins doit être partiellement cherchée en dehors du domaine des considérations théoriques.

III. Détermination pratique des pleins

Pour pouvoir profiter des avantages de la réassurance, les sociétés d'assurances doivent accepter certaines conditions qui sont essentielles au fonctionnement de celle-ci. Ces conditions ont, entre autres, pour effet de réduire le montant des pleins qu'une société pourrait normalement garder pour elle d'après les considérations théoriques que nous venons de faire.

1° Détermination des pleins par la méthode des comptes de réassurance

Les ennuis causés aux sociétés d'assurances directes par les fluctuations plus ou moins grandes de la mortalité affectent naturellement aussi les compagnies de réassurances. Ces dernières doivent, en effet, à leur tour, possèder des portefeuilles assez importants pour pouvoir supporter elles-mêmes les risques qui leurs sont cédés. On comprend donc sans peine l'intérêt très grand qu'elles ont à ce que les pleins soient fixés aussi bas que possible.

Le premier assureur ne peut cependant pas consentir à descendre au-dessous d'une certaine limite, sinon ses charges ne sont plus en rapport avec les services que peut lui procurer la réassurance.

On arrive ainsi à la constatation que les pleins utilisés dans la pratique sont compris entre deux limites:

a) *La limite supérieure:* dont nous avons longuement parlé, qui est celle au-delà de laquelle le premier assureur ne pourrait pas, sans inconvénient, assumer seul les risques. Cette limite, ainsi que nous l'avons vu, est difficile à préciser.

b) *La limite inférieure:* que nous allons étudier, est celle qui permet au réassureur de remplir normalement sa fonction. Celle-ci ne doit pourtant pas être si basse que le coût de la mortalité cédé en réassurance dépasse le bénéfice que peut escompter le premier assureur sur le plein qu'il garde.

Nous aurons recours à un exemple pour montrer l'existence et les caractères de cette seconde limite. Nous le choisirons aussi simple que possible en faisant abstraction de tout bénéfice ou perte sur chargement et en admettant qu'il s'agit d'assurances de risque, sans

réserve mathématique, et pour lesquelles il n'y a pas lieu, par conséquent, de faire intervenir le taux de rendement des capitaux placés. Nous admettons, par ailleurs, que:

— le taux de mortalité q est égal en moyenne à 0,0101,

— la prime d'assurance payée par les assurés est en moyenne de $1{,}3\ q = 13{,}13\ ^0/_{00}$, dont le 20 % leur est ristourné sous forme de participation aux bénéfices, de telle sorte que la prime commerciale nette est $P'' = 0{,}8 \cdot q \cdot 1{,}3 = 10{,}5\ ^0/_{00}$,

— la prime de réassurance est de $P^r = 1{,}2\ q = 12{,}12\ ^0/_{00}$.

La formule fondamentale (6) du risque annuel moyen devient donc:

$$M = 0{,}1 \sqrt{\Sigma S^2} \tag{12}$$

De plus, nous désignons, comme jusqu'ici, par S_p les sommes assurées gardées en propre par l'assureur et auquel correspond le risque annuel moyen M. Les capitaux cédés en réassurance sont, en revanche, représentés par S_r et le risque annuel moyen y relatif par M_r.

Pour les portefeuilles C et D on aura, avec le taux de mortalité adopté dans cet exemple, les chiffres suivants, exprimés en milliers de francs.

Tableau VII

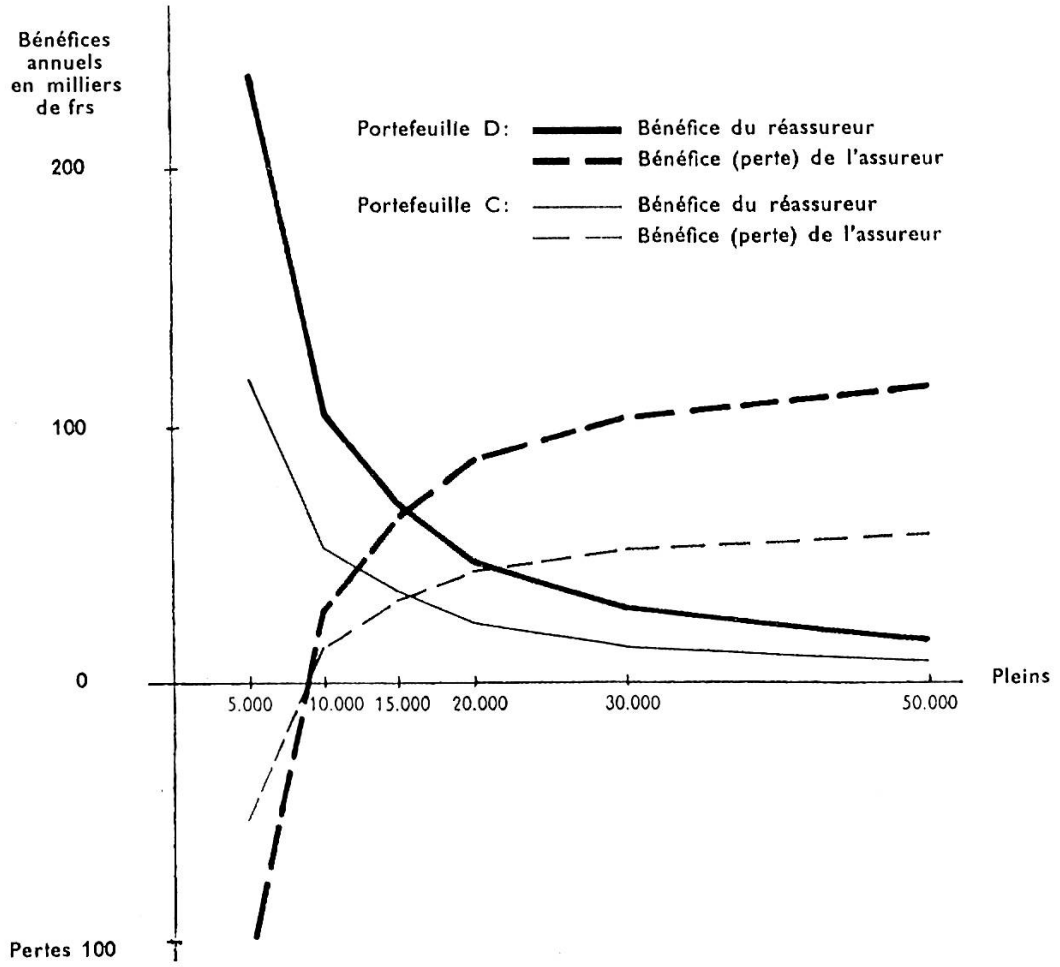
Effectif et risque annuel moyen des portefeuilles gardés et réassurés

Pleins	Portefeuille C				Portefeuille D			
	Portefeuille gardé		Portefeuille réassuré		Portefeuille gardé		Portefeuille réassuré	
	Sommes S_p	Risque annuel M	Sommes S_r	Risque annuel M_r	Sommes S_p	Risque annuel M	Sommes S_r	Risque annuel M_r
5 000	107 264	64	59 088	127	214 528	91	118 176	179
10 000	140 352	95	26 000	109	280 704	134	52 000	154
15 000	149 312	106	17 040	99	298 624	150	34 080	137
20 000	154 912	115	11 440	91	309 824	162	22 880	128
30 000	159 312	124	7 040	81	318 624	175	14 080	114
50 000	162 352	133	4 000	66	324 704	188	8 000	94

Les résultats respectifs des comptes de l'assureur et du réassureur du portefeuille *D* s'établissent, pour différents pleins, comme il est indiqué dans le tableau VIII. Nous avons reporté ces résultats, de même que ceux du portefeuille *C*, obtenus de manière analogue, sur le graphique 1.

Graphique 1

Résultat d'exploitation de la réassurance



En faisant les mêmes calculs pour différents portefeuilles on trouve que les résultats d'exploitation sont proportionnels à l'importance des effectifs, s'ils sont composés de la même manière. Ainsi, pour un plein de 8000 environ, le bénéfice réalisé par l'assureur sera nul pour les portefeuilles *B*, *C* et *D*. De même, dans les trois cas, il sera identique à celui du réassureur pour un plein de 15 000 environ. Ces caractéristiques se remarquent très clairement sur le graphique 1, où sont portés les renseignements relatifs aux portefeuilles *C* et *D*.

Tableau VIII

Résultat d'exploitation de la réassurance du portefeuille D

(En milliers de francs)

Pleins	1° pour l'assureur				2° pour le réassureur	
	Prime commerciale nette 10,5 ‰ de S	Mortalité à la charge de l'assureur 10,1 ‰ de S_p	Prime de réassureur 12,12 ‰ de S_r	Résultat pour l'assureur (1)-(2)-(3)	Mortalité à la charge du réassureur 10,1 ‰ de S_r	Résultat pour le réassureur (3)-(5)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
5	3 493	2 167	1,432	— 106	1,194	+ 238
10	3 493	2 835	630	+ 28	525	+ 105
15	3 493	3 016	413	+ 64	344	+ 69
20	3 493	3 129	277	+ 87	231	+ 46
30	3 493	3 218	171	+ 104	142	+ 29
50	3 493	3 280	97	+ 116	81	+ 16

On peut admettre, en principe, que le portefeuille cédé ne doit pas procurer au réassureur un profit plus grand que celui que réalise l'assureur lui-même sur le plein qu'il garde. C'est cette limite qu'on appelle *plein minimum*. En faisant les calculs du tableau VIII pour les 4 portefeuilles, on trouve que ce plein est environ de 11 500 pour le portefeuille *A* et voisin de 15 000 pour les portefeuilles *B*, *C* et *D*.

Il est intéressant de constater que ce plein minimum est le même pour toutes les sociétés dont les portefeuilles sont analogues, quelle que soit leur importance. Il s'agit donc manifestement d'une limite inférieure, mais non du plein lui-même qui convient soit à l'assureur, soit au réassureur.

S'il ressort également avec évidence du tableau VIII et du graphique 1 que le réassureur fait un bénéfice d'autant plus grand que le portefeuille cédé est plus important, on voit néanmoins aussi, que le premier assureur ne peut pas abandonner une proportion trop forte de ses affaires, de crainte de voir son profit diminuer rapidement et se transformer même en perte si la part des excédents qu'il doit céder est trop élevée.

Ainsi, par exemple, l'assureur du portefeuille *D* verra son bénéfice baisser de 87 000 à 64 000 environ, soit de 23 000, en acceptant un plein

de 15 000 plutôt qu'un plein de 20 000. Pendant le même temps, le risque annuel qu'il aurait assumé passe seulement de 162 000 à 150 000; il ne diminue donc que de 12 000. Le bénéfice qu'il perd est sensiblement plus grand que le risque d'écart dont il est déchargé.

Le problème consiste donc à trouver le plein qui n'est pas trop désavantageux pour l'assureur et qui suffit au réassureur.

Les compagnies d'assurances directes n'acceptent pas, dans la règle, les polices dont les sommes assurées dépassent un certain montant. De même, il est utile pour les entreprises de réassurances sur la vie de prendre des précautions pour éviter que certains portefeuilles ne puissent être pour elles une charge trop grande. Le plus simple pour cela est de comparer les risques annuels moyens d'écarts de chacun des portefeuilles réassurés, pour différents pleins, avec la mortalité présumée des portefeuilles en question. Cela donne ce que nous désignerons par *risque annuel moyen relatif du réassureur*. Nous donnons dans le tableau IX et sur le graphique 2 les valeurs du risque annuel moyen à la charge du réassureur en pour-cent de la mortalité présumée du portefeuille qui lui a été cédé.

Tableau IX

Risque annuel moyen relatif du réassureur

Pleins	Portefeuilles A	B	C	D
	%	%	%	%
5 000	62,9	84,9	21,2	15,0
10 000	117,0	166,1	41,5	29,4
15 000	153,7	229,3	57,4	39,8
20 000	216,5	315,6	78,9	55,6
30 000	349,1	454,6	113,6	80,4
50 000	—	657,0	164,2	116,2
Plein minimum .	11 500		15 000	

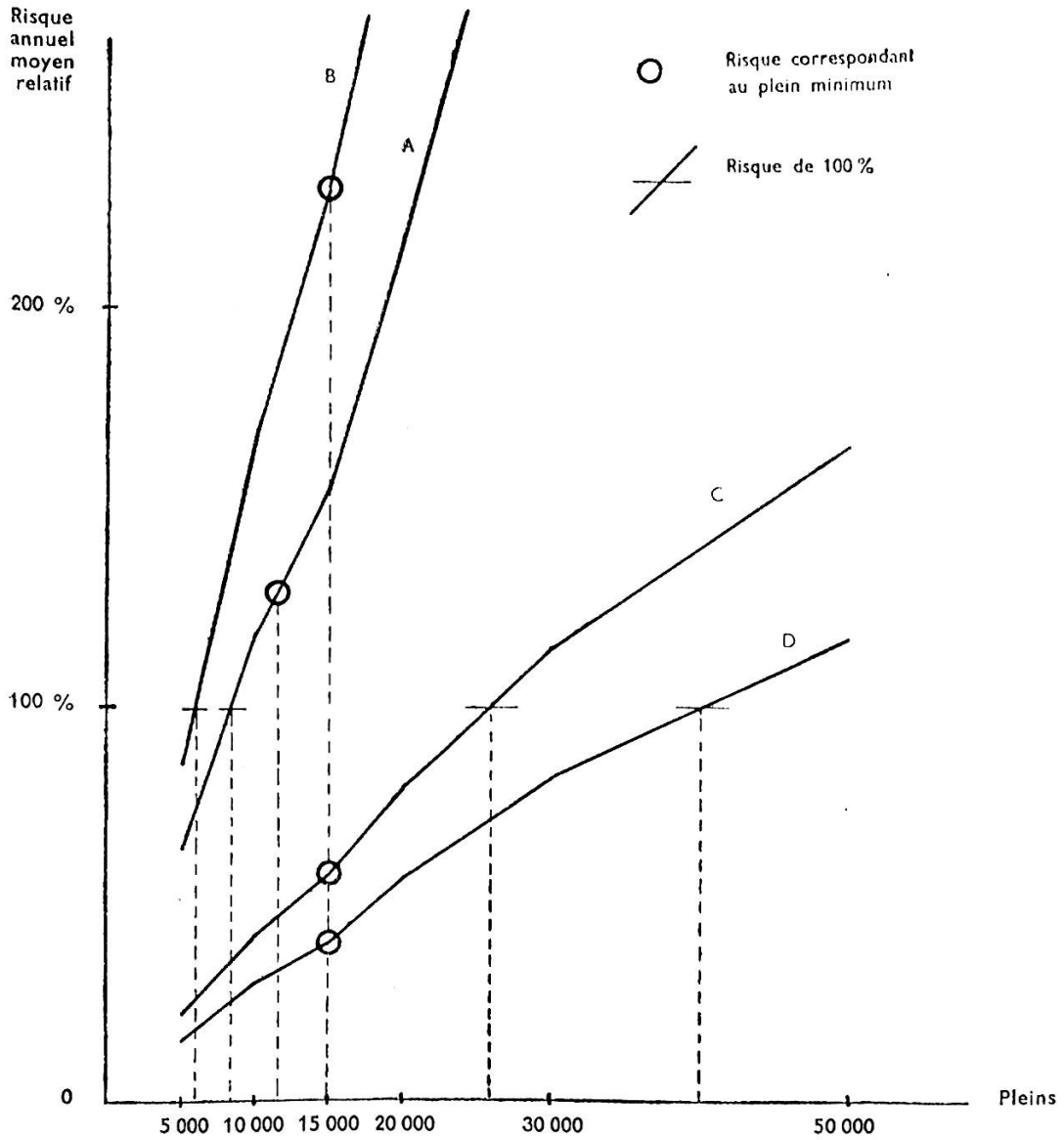
On voit par ce tableau et par le graphique 2 que le réassureur ne peut pas accepter des pleins supérieurs à:

8 500 environ pour le portefeuille *A*,
6 000 » » » » *B*,
26 500 » » » » *C*, et
41 000 » » » » *D*

s'il veut éviter que le risque moyen d'écart dépasse les prestations annuelles présumées du portefeuille cédé. Cette limite est une précaution pour le réassureur, mais non une obligation car, en réalité, son propre portefeuille devrait, en principe, être assez important pour lui permettre de supporter sans inconvénient des pleins supérieurs à ceux que nous venons de définir.

Graphique 2

Risque annuel moyen relatif du réassureur



Pour les portefeuilles *C* et *D*, qui sont assez grands, le plein ainsi déterminé est sensiblement plus élevé que le plein minimum. Il n'y a donc pas, à priori, de raison que l'assureur ne puisse l'accepter.

En revanche, pour le portefeuille *B*, le plein fixé selon cette règle est nettement plus faible que le plein minimum: 6000 au lieu de 15 000. Cela démontre que ce portefeuille est composé d'une manière telle que l'assureur ne peut, ni le réassurer, ni courir seul le risque d'écart qu'il contient. Les deux polices de 100 000 et la police de 200 000 pèsent sur ce portefeuille d'un poids insupportable. On voit, par la comparaison du portefeuille *A*, où ces trois grandes polices sont absentes, que le plein minimum est de 11 500, tandis que le plein que pourrait accepter le réassureur, selon les conclusions du tableau IX, n'atteint que 8500. Les deux exigences paraissent également inconciliables dans ce cas. La différence est telle cependant qu'une entente est, semble-t-il, tout de même possible. Le réassureur peut, en effet, normalement compter sur un développement favorable de ce portefeuille et se contenter d'un plein de 10 000, par exemple, sachant qu'après un certain temps, son risque deviendra inférieur à 100 %. Le cédant peut aussi, à la rigueur, accepter ce plein. Il est d'ailleurs nécessaire de préciser, ainsi que nous l'avons déjà vu, que suivant la composition de son propre portefeuille, le réassureur peut aller encore davantage au-devant des désirs de son cédant.

Le réassureur peut également envisager le résultat financier que lui procure la réassurance et admettre une augmentation des pleins en conséquence. On remarque, par exemple, qu'avec le plein de 26 500 le réassureur réalise un bénéfice de 17 000 environ sur le portefeuille *C*, alors qu'il fait un gain de 20 000 sur le portefeuille *D*, avec le plein de 41 000 fixé plus haut. Si donc le portefeuille qu'on cède au réassureur est suffisamment important et bien composé, celui-ci pourra admettre une augmentation progressive des pleins telle que son bénéfice futur reste du même ordre de grandeur et que le risque annuel relatif se maintienne dans une limite acceptable.

Ces considérations ne sont toutefois que théoriques. D'une part, nous avons choisi des exemples très simplifiés. Il est inutile de relever, en effet, que, dans la pratique, les comptes de réassurance sont beaucoup plus complexes en raison de l'existence des réserves mathématiques, des commissions allouées, du jeu des intérêts, etc. D'autre part, ainsi que nous l'avons déjà signalé, le risque annuel moyen d'écart existe rarement à l'état pur dans l'assurance sur la vie. Il est presque toujours combiné à des variations de la mortalité elle-même et à des écarts provenant d'autres causes que la répartition défavorable des

montants assurés. Enfin, même en admettant que ces causes particulières d'écarts puissent être négligées, il ne faut pas se faire trop d'illusions sur la possibilité de fixer à priori les pleins de réassurance par la méthode que nous venons d'étudier. Ce que nous avons fait est relativement facile. Cela nous a permis de mettre en évidence le principe d'une méthode. Les difficultés d'application sont, par contre, nombreuses. Nous en parlerons plus loin, mais nous pouvons mentionner déjà ici qu'on se trouve généralement en présence de portefeuilles en croissance dont il est quelque peu hasardeux de prévoir la composition et la grandeur future. L'intensité de la production d'une société, surtout si elle est jeune, est un élément difficile à déterminer d'avance.

Cette méthode, lorsqu'il est possible de l'appliquer, peut rendre des services, car elle permet de contrôler, dans une certaine mesure, si les pleins qu'on utilise sont théoriquement justifiés. Il faut aussi retenir de ces considérations que la comparaison des comptes respectifs de l'assureur et du réassureur, de même que l'appréciation des risques d'écarts des deux parties, constituent les éléments essentiels de l'étude des conditions de réassurance et particulièrement de celles qui se rapportent aux pleins.

2° Calcul des pleins dans la pratique

On peut se rendre compte, par ce qui précède, des conditions techniques particulières auxquelles est soumise la réassurance sur la vie. Nous allons voir maintenant que, dans la réalité, il faut encore considérer d'autres éléments:

a) Participation des assurés aux bénéfices

En général, le réassureur n'accorde à ses cédants aucun droit sur les bénéfices qu'il réalise sur les contrats de réassurance excédents. En revanche, on sait que, pour certains tarifs, l'assureur, lui, alloue une participation aux assurés, souvent même assez importante, sur la base d'échelles qui peuvent varier suivant les exercices. Si le taux de participation est le même pour les grandes polices, dont une partie est réassurée, que pour les polices d'un montant inférieur au plein, il arrive alors fréquemment que les premières procurent à l'assureur un bénéfice plus faible que les autres. Si la part de réassurance est très élevée, il se peut que ces polices ne laissent à l'assureur aucun profit

et même qu'elles lui deviennent à charge. Cela risque de se produire, en particulier, lorsque la société relève ses échelles de participation. De telles questions ne se poseraient pas si la partie réassurée des contrats ne donnait aucun droit de participation au preneur. Ce serait d'ailleurs plus équitable à l'égard des petits assurés qui, en définitive, doivent supporter une partie des frais occasionnés par la réassurance des grands contrats.

De toutes façons, il est nécessaire de tenir compte de la participation aux bénéfices et de l'importance des fonds accumulés à cet effet lorsqu'on fixe les conditions de réassurance.

b) Risques des différentes combinaisons d'assurances

On sait que le besoin d'une réassurance est plus petit pour une assurance à terme fixe, par exemple, que pour une assurance mixte, en raison du risque de décès moins grand que contient la première des deux combinaisons. De ce fait, le plein peut être fixé plus haut dans le premier cas que dans le second. Jusqu'ici, nous avons donné des exemples s'appliquant à une seule catégorie d'assurances. On pourrait aussi englober, dans un même portefeuille, toutes les combinaisons d'assurances d'une société et admettre un plein unique. Une telle méthode présente toutefois certains inconvénients qui obligent, en général, les sociétés à fixer des pleins différents pour les principales combinaisons. Certaines sociétés ont ainsi 2 ou 3 pleins; d'autres en ont davantage.

Dans un mémoire présenté au Congrès de Lucerne de 1940, M. *Haferl* propose une formule qui permet, en partant du plein admis pour une combinaison moyenne, de calculer ceux qu'il faut choisir, suivant l'âge d'entrée et la durée de la police, pour que le rendement de la réassurance soit égal pour toutes les polices d'un même montant. Cette manière de faire est intéressante. Elle présente l'avantage de permettre à la société de connaître d'avance le rendement probable que lui procurera chaque police et de faciliter le contrôle de la production des très grands contrats. On peut ainsi, par exemple, déterminer le montant des nouvelles polices pour lesquelles il y a lieu d'opérer une réduction de la commission d'acquisition à l'agent ou de la participation aux bénéfices, si on ne veut pas que, par suite de leur forte réassurance, ces polices ne soient une charge pour la société.

c) Réassurance du capital ou de la somme sous le risque

La société peut réassurer le contrat sous sa forme originale ou ne céder que la somme sur laquelle repose effectivement le risque de décès, soit la différence entre le capital assuré et la réserve, c'est-à-dire la somme sous le risque. En adoptant cette solution qui, du point de vue technique, est la plus justifiée, la somme cédée diminue généralement avec les années et la réassurance cesse normalement avant la fin du contrat. Pratiquement, on trouve que cette manière de procéder complique les opérations de réassurance, et on ne l'emploie volontiers que pour les assurances à primes uniques.

d) Réassurance complète ou réassurance de certains risques

La réassurance peut couvrir tous les risques inclus dans une police (décès, vie, invalidité, maladie, accidents, risque de guerre, etc.) ou seulement certains d'entre eux, par exemple, ceux de décès. De plus, on peut stipuler qu'au lieu d'une prime nivelée, comme c'est habituellement le cas, on utilise une prime naturelle de risque ne nécessitant la constitution d'aucune réserve mathématique.

e) Gérance des réserves mathématiques

Le réassureur peut constituer et gérer lui-même les réserves mathématiques des polices réassurées et supporter seul le bénéfice ou la perte sur les placements correspondants. Pour permettre à l'assureur de déposer au fonds de sûreté le montant intégral des réserves mathématiques des contrats, conformément à l'article premier de la loi fédérale sur la garantie des obligations assumées par les sociétés suisses d'assurances sur la vie, du 25 juin 1930, le réassureur peut laisser à la disposition de son cédant la contre-valeur des réserves mathématiques. Il confie alors à ce dernier le soin de gérer ces biens et fixe dans le traité le taux de l'intérêt qui doit lui être bonifié sur le rendement de ces capitaux. Suivant les conditions faites par le réassureur sur ce point, les résultats des comptes d'exploitation pourront être très différents. Il faut, par conséquent, tenir compte de ce facteur dans la fixation des pleins, d'une manière indirecte, tout au moins.

f) Rétrocessions

Nous avons vu que le réassureur ne peut remplir sa fonction que s'il possède lui-même un portefeuille suffisant. Les pleins convenus sont toutefois généralement tels que le réassureur, faute d'un effectif suffisant, ne peut, pas plus que son cédant, garder seul tous les risques qu'il s'est engagé d'accepter. Il doit, à son tour, répartir les excédents qu'il juge à propos, soit à d'autres compagnies de réassurances, soit à des sociétés d'assurances proprement dites. Ainsi, le réassureur peut remettre à son cédant un volume déterminé de «rétrocessions». Le coût net de la réassurance — bien qu'il s'agisse de contrats distincts — peut donc dépendre, dans une certaine mesure, des conditions auxquelles ces affaires indirectes sont traitées. Cela peut avoir une influence sur la fixation des pleins.

On voit, par ces différentes considérations et par celles déjà faites précédemment, que la réassurance sur la vie est soumise à des conditions aussi nombreuses que variées. Elles agissent réciproquement les unes sur les autres, de telle sorte qu'il est généralement difficile de les dissocier. L'étude séparée des différents éléments peut donner, ainsi que nous l'avons vu, des indications très précieuses, mais en définitive, c'est le résultat provenant de leur synthèse qui, pour les deux parties, est la chose essentielle. Or, si l'on est déjà embarrassé de prévoir les effets pratiques produits par la réassurance de chaque risque pris séparément, à plus forte raison, est-il difficile, sinon impossible de calculer d'*avance* le rendement final de l'opération complète. Au surplus, ces éléments sont liés les uns aux autres, non par des rapports techniques directes, mais bien davantage par des intérêts économiques et commerciaux.

C'est en raison de ces difficultés que les sociétés utilisent généralement pour le calcul des pleins, des normes qui résultent davantage de l'expérience que de calculs exacts. En réalité cela revient à effectuer un contrôle à *posteriori* et à corriger, s'il y a lieu, les conditions de réassurance, y compris le montant des pleins, au fur et à mesure du développement des affaires.

Si l'on arrive, en définitive, à la *conclusion* que la fixation des pleins résulte d'un compromis entre les intérêts de l'assureur et ceux

du réassureur, on doit néanmoins reconnaître qu'il est utile d'être fixé, aussi bien que possible, sur les différents éléments qui contribuent à leur détermination. Il est, en effet, d'un grand intérêt de savoir quelles sont les nécessités techniques, d'une part, les désiderata d'ordre commercial, d'autre part, de chacune des parties en cause. Mieux ces rapports seront définis, plus il sera facile, en général, de préciser les termes d'un traité susceptible de donner satisfaction aux uns et aux autres. La confiance réciproque et la collaboration nécessaire entre assureurs et réassureurs ne peuvent qu'en être renforcées.