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

Band: 77 (1977)

Artikel: Étude numérique de l'évolution séculaire de la mortalité

Autor: Hort, Michel

DOI: https://doi.org/10.5169/seals-967017

Etude numérique de l'évolution séculaire de la mortalité

Par Michel Hort, Yverdon

L'espérance complète de vie $\mathring{e}_x$ peut être regardée comme l'espérance mathématique d'une variable aléatoire X qui prend la valeur $t-0.5$ avec la probabilité ${}_{t-1|}q_x$. Algébriquement, on a donc:

$$\mathring{e}_x = E(X) = \sum_{t=1}^{\omega-x+1} (t-0.5)_{t-1|}q_x,$$

relation qui se ramène sans peine à la formule usuelle:

$$\mathring{e}_x = \frac{\sum_{t=0}^{\omega-x} 1_{x+t}}{1_x} - \frac{1}{2}.$$

On peut calculer ainsi la variance de X, ce qui donne:

$$V(X) = E(X^2) - [\mathring{e}_x]^2 = E[(X-\mathring{e}_x)^2]$$

ainsi que son écart-type qui est la racine carrée de la variance.

I

Un calcul comparatif des variances et des écarts-types peut être intéressant s'il rapproche les valeurs obtenues sur la base de tables de mortalité anciennes et modernes. En effet, on sait que les probabilités annuelles de décès q_x se sont toujours abaissées en fonction de l'époque d'observation, notamment pour les jeunes âges, mais qu'en revanche, l'âge maximum ω est resté pratiquement stable. Il en résulte une accumulation des décès en fin de vie dont on peut prévoir qu'elle influencera les valeurs des variances et des écarts-types. En outre, une attention spéciale doit être portée à la diminution de la mortalité infantile: les années qui suivent immédiatement la naissance sont celles qui ont le plus bénéficié des progrès de l'hygiène et de la médecine. L'accumulation de décès en début de vie que présentaient les anciennes tables de mortalité a une tendance marquée à disparaître ou à s'atténuer.

Le tableau 1 permet d'analyser quelques variances et écarts-types.

On constate que:

1. les variances et les écarts-types diminuent toujours lorsque l'âge augmente; ceci résulte évidemment du rétrécissement du champ des valeurs possibles de la variable aléatoire;
2. les ordres de grandeur des variances et des écarts-types sont sensiblement les mêmes pour les mortalités masculine et féminine; on remarquera que, pour les tables anciennes, les variances et les écarts-types de la mortalité féminine peuvent être supérieurs aux valeurs correspondantes de la mortalité masculine alors qu'avec les tables modernes c'est l'inverse qui est toujours constaté;
3. pour les âges de moins de 50 ans, les variances et les écarts-types diminuent lorsque l'on passe d'une table de mortalité ancienne à une table plus moderne; ce phénomène est la conséquence de la diminution de la mortalité aux âges bas; les grands écarts qu'entraînent par rapport à l'espérance complète de vie les décès aux âges bas sont en effet pondérés par des probabilités sensiblement plus faibles;
4. pour les âges de 50 ans et plus, les variances et les écarts-types sont au contraire d'autant plus élevés que l'on prend une table de mortalité plus récente; en effet, plus la table de mortalité est récente, plus les probabilités des écarts dus aux cas de grande longévité – décès après 95 ans par exemple – ont une influence déterminante (et qui n'est plus cumulée avec les écarts dus au décès aux âges bas). On notera enfin l'exception à cette tendance présentée par SF 1960/70 pour l'âge de 50 ans.

II

Les remarques du paragraphe précédent et les chiffres du tableau 1 montrent que la baisse séculaire de la mortalité n'a pas toujours la même influence sur la variance de la variable aléatoire X; celle-ci peut, en effet, aussi bien augmenter que diminuer, selon l'âge x, quand on passe d'une table de mortalité plus ancienne à une autre plus récente.

Dès lors, posons que $X = Y + Z$.

Y est une variable aléatoire qui prend, pour $t<n$, la valeur $t-0.5$ avec la probabilité ${}_{t-1|}q_x$ et qui prend la valeur n avec la probabilité ${}_np_x = {}_{n|}q_x + {}_{n+1|}q_x + \ldots + {}_{\omega-x|}q_x$.

Tableau 1

Espérances mathématiques, variances et écarts-types de la variable aléatoire X

Age	Mortalité de la population suisse											
	1876/81			1901/10			1941/50			1960/70		
	$\mathring{e}_x$	$V(X)$	$\sqrt{V(X)}$	$\mathring{e}_x$	$V(X)$	$\sqrt{V(X)}$	$\mathring{e}_x$	$V(X)$	$\sqrt{V(X)}$	$\mathring{e}_x$	$V(X)$	$\sqrt{V(X)}$
	Mortalité masculine											
0	40.64	893.49	29.89	49.25	792.21	28.15	64.10	486.06	22.05	69.21	335.98	18.33
20	38.74	298.73	17.28	41.70	267.36	16.35	48.83	215.25	14.67	51.65	183.70	13,55
40	24.78	149.35	12.22	26.03	147.30	12.14	31.07	134.88	11.61	32.99	131.82	11.48
50	18.15	96.55	9.83	18.90	99.24	9.96	22.59	101.33	10.07	24.11	104.98	10.25
60	12.19	55.73	7.47	12.73	58.39	7.64	15.17	65.03	8.06	16.30	71.55	8.46
70	7.41	27.18	5.21	7.78	28.59	5.35	9.14	34.17	5.85	10.06	39.06	6.25
80	4.13	10.86	3.30	4.27	11.65	3.41	4.93	14.23	3.77	5.55	16.69	4.09
	Mortalité féminine											
0	43.24	902.83	30.05	52.15	795.64	28.21	68.28	442.65	21.04	75.03	276.62	16.63
20	40.30	303.50	17.42	43.69	285.58	16.90	52.21	199.59	14.13	56.87	148.00	12.17
40	26.33	142.93	11.96	28.43	141.22	11.88	34.00	129.55	11.38	37.54	118.94	10.91
50	19.15	92.97	9.60	20.71	96.11	9.80	25.19	99.31	9.67	28.28	97.56	9.88
60	12.54	55.56	7.45	13.67	59.57	7.72	17.08	67.65	8.22	19.62	70.68	8.41
70	7.49	27.97	5.29	8.15	30.46	5.52	10.25	37.96	6.16	12.01	42.68	6.53
80	4.21	11.11	3.33	4.51	12.62	3.55	5.47	16.30	4.04	6.34	19.48	4.41

On a donc:

$$E(Y) = \sum_{t=1}^{n} (t-0.5)\,{}_{t-1|}q_x + n \cdot {}_n p_x.$$

Quant à Z, c'est une variable aléatoire qui prend la valeur 0 avec la probabilité ${}_{|n}q_x = q_x + {}_{1|}q_x + \ldots + {}_{n-1|}q_x$ et la valeur $t-n-0.5$ avec la probabilité ${}_{t-1|}q_x (t \geq n+1)$,

si bien que:

$$E(Z) = \sum_{t=n+1}^{\omega-x+1} (t-n-0.5)\,{}_{t-1|}q_x.$$

On peut donc dire que $E(Y)$ est une espérance de vie temporaire et que $E(Z)$ est une espérance de vie différée et poser:

$$E(Y) = \mathring{e}_{x\overline{n}|} \qquad E(Z) = {}_{n|}\mathring{e}_x.$$

Des exemples d'espérances mathématiques, de variances et d'écarts-types pour les variables aléatoires Y et Z – correspondant aux grandeurs similaires de la variable X, données au tableau 1 – sont réunis dans les tableaux 2 et 3, où n = 65-x pour les hommes et n = 62-y pour les femmes.

En examinant ces tableaux, on peut faire les remarques suivantes:

1. On a bien: $E(X) = E(Y) + E(Z)$.
2. Les variances et les écarts-types de Y diminuent quand l'âge croît en raison d'un champ de variation plus restreint de la variable aléatoire.
3. En revanche, les variances et les écarts-types de Z passent, dans leur variation en fonction de l'âge, par un maximum qui se situe à une valeur d'autant plus basse que la table de mortalité est plus récente.
4. Pour un même âge, la variance et l'écart-type de Y sont plus faibles s'ils sont calculés avec une table de mortalité plus récente; on retrouve là l'effet des probabilités plus faibles pour les grands écarts résultant des décès aux jeunes âges.
5. En revanche, pour un âge donné, la variance et l'écart-type de Z augmentent toujours quand on passe pour leur calcul à une mortalité plus récente; c'est évidemment l'influence des probabilités pour les décès aux âges élevés qui crée cette tendance.

Tableau 2

Espérances mathématiques, variances et écarts-types de la variable aléatoire Y

Age	Mortalité de la population suisse											
	1876/81			1901/10			1941/50			1960/70		
	$\mathring{e}_{x\overline{n}\rceil}$	$V(Y)$	$\sqrt{V(Y)}$	$\mathring{e}_{x\overline{n}\rceil}$	$V(Y)$	$\sqrt{V(Y)}$	$\mathring{e}_{x\overline{n}\rceil}$	$V(Y)$	$\sqrt{V(Y)}$	$\mathring{e}_{x\overline{n}\rceil}$	$V(Y)$	$\sqrt{V(Y)}$
	Mortalité masculine											
	n = 65 – x											
0	37.86	712.11	26.69	45.37	599.97	24.49	56.59	295.91	17.20	59.96	169.35	13.01
20	34.63	173.83	13.18	36.78	140.69	11.86	40.73	81.96	9.03	42.04	54.24	7.36
40	19.79	53.54	7.32	20.43	47.61	6.90	22.49	28.14	5.30	23.07	21.58	4.65
50	12.30	18.57	4.31	12.51	17.32	4.16	13.51	11.27	3.36	13.79	9.21	3.03
60	4.51	1.37	1.17	4.54	1.29	1.14	4.71	0.86	0.93	4.74	0.75	0.87
	Mortalité féminine											
	n = 62 – y											
0	38.86	650.49	25.50	45.84	525.92	22.93	56.34	216.81	14.72	59.40	101.89	10.09
20	34.06	145.14	12.05	35.87	120.29	10.97	39.53	50.21	7.09	40.83	21.20	4.60
40	18.81	33.50	5.79	19.49	27.16	5.21	20.77	13.82	3.72	21.27	8.26	2.87
50	10.64	8.55	2.92	10.90	7.03	2.65	11.41	3.97	1.99	11.63	2.57	1.60
60	1.93	0.08	0.28	1.95	0.06	0.24	1.97	0.04	0.20	1.98	0.02	0.14

III

Les grandeurs $E(Y) = \mathring{e}_{x\overline{n}|}$ et $E(Z) = {}_{n|}\mathring{e}_x$ permettent de décomposer, dans l'accroissement de $\mathring{e}_x$ en fonction de l'époque d'observation, les parts respectives qui sont dues à l'abaissement des probabilités annuelles de décès avant et après un âge donné.

On a en effet, si l'indice supérieur I indique une grandeur calculée sur la base d'une table de mortalité ancienne et l'indice supérieur II une grandeur calculée selon une table plus moderne:

$$\mathring{e}_x^{\,\mathrm{II}} - \mathring{e}_x^{\,\mathrm{I}} = \mathring{e}_{x\overline{n}|}^{\,\mathrm{II}} - \mathring{e}_{x\overline{n}|}^{\,\mathrm{I}} + ({}_np_x^{\mathrm{II}} - {}_np_x^{\mathrm{I}})\, \mathring{e}_{x+n}^{\,\mathrm{I}} + {}_np_x^{\mathrm{II}}\, (\mathring{e}_{x+n}^{\,\mathrm{II}} - \mathring{e}_{x+n}^{\,\mathrm{I}}).$$

Où:

$$\mathring{e}_{x\overline{n}|}^{\,\mathrm{II}} - \mathring{e}_{x\overline{n}|}^{\,\mathrm{I}} + ({}_np_x^{\mathrm{II}} - {}_np_x^{\mathrm{I}})\, \mathring{e}_{x+n}^{\,\mathrm{I}} = \Delta_1$$

est la part de l'accroissement due à la baisse de la mortalité *avant* l'âge $x+n$;

$${}_np_x^{\mathrm{II}}\, (\mathring{e}_{x+n}^{\,\mathrm{II}} - \mathring{e}_{x+n}^{\,\mathrm{I}}) = \Delta_2$$

est la part de l'accroissement due à la baisse de la mortalité *après* l'âge $x+n$.

En faisant la comparaison entre les périodes d'observation 1941/50 et 1960/70, on obtient les valeurs suivantes:

Age	$\mathring{e}_x$ (1960/70) – $\mathring{e}_x$(1941/50) = $\Delta_1 + \Delta_2$	
	Sexe masculin $x+n = 65$	*Sexe féminin* $y+n = 62$
0	5.12 = 4.39 + 0.73	6.75 = 4.66 + 2.09
20	2.82 = 2.06 + 0.76	4.65 = 2.50 + 2.15
40	1.92 = 1.14 + 0.78	3.54 = 1.36 + 2.18
50	1.53 = 0.72 + 0.81	3.09 = 0.86 + 2.23
60	1.13 = 0.22 + 0.91	2.54 = 0.18 + 2.36

Tableau 3

Espérances mathématiques, variances et écarts-types de la variable aléatoire Z

Age	Mortalité de la population suisse											
	1876/81			1901/10			1941/50			1960/70		
	$_{n\|}\mathring{e}_x$	$V(Z)$	$\sqrt{V(Z)}$	$_{n\|}\mathring{e}_x$	$V(Z)$	$\sqrt{V(Z)}$	$_{n\|}\mathring{e}_x$	$V(Z)$	$\sqrt{V(Z)}$	$_{n\|}\mathring{e}_x$	$V(Z)$	$\sqrt{V(Z)}$
	Mortalité masculine n = 65 − x											
0	2.78	30.55	5.53	3.87	40.17	6.34	7.51	62.82	7.99	9.26	73.28	8.56
20	4.11	39.70	6.30	4.92	45.86	6.77	8.10	64.06	8.00	9.61	72.69	8.53
40	4.99	43.82	6.62	5.61	48.43	6.96	8.57	63.75	7.98	9.92	71.95	8.48
50	5.85	46.33	6.81	6.38	50.18	7.08	9.09	62.89	7.93	10.33	70.69	8.41
60	7.69	46.76	6.84	8.19	49.59	7.04	10.47	57.99	7.62	11.56	64.89	8.06
	Mortalité féminine n = 62 − y											
0	4.38	49.60	7.04	6.32	65.51	8.09	11.95	90.52	9.51	15.63	93.43	9.67
20	6.25	59.07	7.69	7.82	69.35	8.33	12.67	86.81	9.32	16.03	89.41	9.46
40	7.51	61.53	7.84	8.93	69.27	8.32	13.22	83.31	9.13	16.27	86.84	9.32
50	8.51	61.20	7.82	9.81	67.46	8.20	13.78	79.15	8.90	16.65	82.58	9.09
60	10.61	54.06	7.35	11.72	58.22	7.63	15.11	66.71	8.17	17.64	69.99	8.37

IV

On peut aussi considérer les espérances mathématiques de X, Y et Z conditionnées par le décès avant l'âge $x+n$ ou conditionnées par l'événement contraire. On a (A étant l'événement «l'assuré meurt avant l'âge $x+n$» et $\overline{A}$ son contraire):

$$E_A(X) = E_A(Y) \qquad E_{\overline{A}}(X) = E_{\overline{A}}(Z) + n$$

$$E_A(Y) = \frac{\mathring{e}_{x\overline{n|}} - n\, {}_np_x}{{}_{|n}q_x} \qquad E_{\overline{A}}(Y) = n$$

$$E_A(Z) = 0 \qquad E_{\overline{A}}(Z) = \mathring{e}_{x+n}$$

On constate que l'on a bien, pour chacune des trois variables aléatoires:

$$E = {}_{|n}q_x\, E_A + {}_np_x\, E_{\overline{A}}$$

Numériquement, nous avons obtenu les valeurs suivantes:
(Mortalité 1960/70; $x+n = 65$ [hommes]; $y+n = 62$ [femmes]).

Age	*Mortalité masculine*			*Mortalité féminine*		
	$E_A(Y)$	$E_{\overline{A}}(X)$	$E_{\overline{A}}(Y)$	$E_A(Y)$	$E_{\overline{A}}(X)$	$E_{\overline{A}}(Y)$
0	47.40	77.97	65	42.18	79.99	62
20	33.59	57.97	45	31.27	59.99	42
40	16.80	37.97	25	14.37	39.99	22
50	9.06	27.97	15	7.05	29.99	12
60	2.61	17.97	5	0.98	19.99	2

V

Il est aussi intéressant de considérer la variable Y en prenant les probabilités dans une table qui est fondée non seulement sur la mortalité mais aussi sur l'invalidité. On est ainsi amené à considérer des survies à l'état d'actif et des survies à l'état d'invalide.

Les valeurs numériques que nous donnerons plus loin étant fondées sur les tables EVK 1950 et EVK 1970, nous avons:

Espérance temporaire de vie à l'état d'actif pour une tête active:

$$\mathring{e}^{aa}_{x\overline{n}|} = E(Y^{aa}) = \sum_{t=0}^{n-1} (t-0.5)\frac{l^a_{x+t} - l^a_{x+t+1}}{l^a_x} + n\frac{l^a_{x+n}}{l^a_x}.$$

Espérance temporaire de vie (à l'état d'actif ou d'invalide) pour une tête active:

$$\mathring{e}^{a}_{x\overline{n}|} = E(Y^{a}) = \sum_{t=0}^{n-1} (t-0.5)\frac{\lambda_{x+t} - \lambda_{x+t+1}}{l^a_x} + n\frac{\lambda_{x+n}}{l^a_x}$$

avec:

$$\lambda_{x+t} = l^a_{x+t} + \mathrm{I}_{x+t} - \mathrm{I}_x \frac{l^i_{x+t}}{l^i_x}.$$

Espérance temporaire de vie à l'état d'invalide d'une tête active:

$$\mathring{e}^{ai}_{x\overline{n}|} = E(Y^{ai}) = \sum_{t=0}^{n-1} (n-0.5)\frac{\lambda^i_{x+t} - \lambda^i_{x+t+1}}{l^a_x}$$

avec:

$$\lambda^i_{x+t} = \mathrm{I}_{x+t} - \mathrm{I}_x \frac{l^i_{x+t}}{l^i_x}.$$

On peut naturellement calculer aussi les variances et les écarts-types de ces trois variables aléatoires, de même que leurs covariances. Pour ne pas allonger, nous ne rappellerons pas ici les formules algébriques utilisées pour ces calculs.
Le tableau 4 fournit quelques valeurs numériques d'espérances mathématiques, de variances, d'écarts-types et de covariances des variables aléatoires Y^{aa}, Y^a et Y^{ai}. A ce propos, on peut remarquer que:

1. On a bien:
   $E(Y^a) = E(Y^{aa}) + E(Y^{ai})$
   $V(Y^a) = V(Y^{aa}) + V(Y^{ai}) + 2\,\mathrm{Cov}\,(Y^{aa}; Y^{ai})$
   $V(Y^{aa}) = V(Y^a) + V(Y^{ai}) - 2\,\mathrm{Cov}\,(Y^a; Y^{ai})$
   $V(Y^{ai}) = V(Y^a) + V(Y^{aa}) - 2\,\mathrm{Cov}\,(Y^a; Y^{aa})$

   Ces relations découlent du fait que $Y^a = Y^{aa} + Y^{ai}$.
2. Le passage de la table 1950 à la table 1970 n'amène pas de changements très importants sur les espérances mathématiques; en revanche les variances et les covariances subissent des diminutions assez considérables.

3. Il est intéressant de calculer aussi le cœfficient de corrélation entre deux variables aléatoires Y^{aa}, Y^{a} et Y^{ai}. On sait que, d'une façon générale, entre deux variables aléatoires X_1 et X_2, le facteur de corrélation r s'exprime comme il suit:

$$r(X_1; X_2) = \frac{\mathrm{Cov}\,(X_1; X_2)}{\sqrt{V(X_1) \cdot V(X_2)}}.$$

Ce coefficient est nul si les deux variables aléatoires sont indépendantes et il vaut 1 en valeur absolue s'il existe une relation fonctionnelle linéaire entre les deux variables aléatoires.
Dans le cas des variables aléatoires du tableau 4, nous avons les valeurs suivantes:

Age	$r(Y^{aa}; Y^{a})$	$r(Y^{a}; Y^{ai})$	$r(Y^{aa}; Y^{ai})$
		Sexe masculin 1950	
20	0.87	0.03	−0.46
40	0.76	0.09	−0.58
60	0.51	0.06	−0.83
		Sexe masculin 1970	
20	0.90	0.06	−0.37
40	0.82	0.06	−0.52
60	0.54	0.04	−0.82
		Sexe féminin 1970	
20	0.79	0.06	−0.57
40	0.63	0.06	−0.73
60	0.51	0.00	−0.96

VI

Conclusion

Par ce qui précède, nous espérons avoir montré que l'évolution séculaire de la mortalité, en modifiant les probabilités annuelles de décès à chaque âge, n'agit pas seulement sur les moments du 1er ordre que sont les espérances de vie, mais

Tableau 4

Espérances mathématiques, variances, écarts-types et covariances des variables aléatoires Y^a, Y^{aa} et Y^{ai}

Sexe masculin $x+n = 65$; sexe féminin $y+n = 62$

Age	Mortalité et invalidité de la Caisse fédérale d'assurance (EVK)											
	Espérances mathématiques			Variances			Ecarts-types			Covariances		
	$E(Y^{aa})$	$E(Y^a)$	$E(Y^{ai})$	$V(Y^{aa})$	$V(Y^a)$	$V(Y^{ai})$	$\sqrt{V(Y^{aa})}$	$\sqrt{V(Y^a)}$	$\sqrt{V(Y^{ai})}$	$\mathrm{Cov}(Y^a; Y^{aa})$	$\mathrm{Cov}(Y^a; Y^{ai})$	$\mathrm{Cov}(Y^{aa}; Y^{ai})$
	Sexe masculin 1950											
20	40.13	41.93	1.80	78.89	62.33	19.11	8.88	7.89	4.37	61.05	1.28	–17.84
40	21.80	23.35	1.55	27.28	18.40	11.49	5.22	4.29	3.39	17.10	1.31	–10.19
60	4.34	4.82	0.48	1.65	0.52	1.23	1.28	0.72	1.11	0.47	0.05	– 1.18
	Sexe masculin 1970											
20	41.92	43.00	1.08	41.18	35.39	7.64	6.22	5.95	2.76	34.47	0.92	– 6.71
40	22.58	23.64	1.06	20.50	14.92	6.74	4.53	3.86	2.60	14.34	0.58	– 6.16
60	4.41	4.83	0.42	1.47	0.50	1.04	1.21	0.71	1.02	0.46	0.03	– 1.01
	Sexe féminin 1970											
20	39.44	40.73	1.29	38.43	26.15	14.62	6.20	5.11	3.82	24.98	1.17	–13.45
40	20.19	21.34	1.15	17.21	7.97	10.41	4.15	2.82	3.23	7.38	0.59	– 9.83
60	1.93	1.99	0.06	0.08	0.02	0.07	0.28	0.14	0.26	0.02	0.00	– 0.07

qu'elle influence aussi, et parfois dans de fortes proportions, les moments centrés du 2e ordre que sont les variances. Ce faisant, elle modifie les probabilités des écarts, c'est-à-dire qu'elle modifie aussi la dispersion autour des valeurs moyennes. Ce fait n'avait à notre connaissance jamais été mis en évidence pour les mortalités suisses.

Les valeurs numériques qui figurent dans les tableaux ont été calculées par M. Philippe Maeder, assistant à l'Université de Lausanne. Nous lui exprimons nos remerciements.

Dr. Michel Hort
13bis, rue des Jordils
1400 Yverdon

Zusammenfassung

Die mittlere Lebenserwartung kann als Erwartungswert einer stochastischen Variablen aufgefasst werden. Der Autor berechnet Varianz und Streuung dieser Variablen auf Grund älterer und neuer Sterbetafeln und vergleicht die erhaltenen Resultate.

Résumé

L'espérance complète de vie peut être regardée comme étant l'espérance mathématique d'une certaine variable aléatoire. L'auteur calcule la variance et l'écart-type de cette variable aléatoire à partir de tables de mortalité anciennes et récentes et s'attache à comparer les résultats obtenus.

Riassunto

La speranza completa di vita puo essere considerata come la speranza matematica di una certa variabile aleatoria. L'autore calcola la varianza e la dispersione di questa variabile aleatoria partendo da tavole di mortalità vecchie e nuove e compara infine i risultati ottenuti.

Abstract

The average life expectancy can be looked upon as the mathematical expectation of a certain stochastic variable. The author calculates the variance and standard deviation of these variables based on old an more recent mortality tables and compares the results obtained.