

MORBIDITÉ, MORTALITÉ : problèmes de mesure, facteurs d'évolution, essai de prospective.

Colloque international de Sinaia (2-6 septembre 1996)



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

AIDELF

Quelques considérations sur la nature des transformations des fonctions de la table de mortalité sous l'influence du changement des taux de mortalité par âge et par causes

Emil VALKOVICS

Institut de Recherches Démographiques de l'Office Central Hongrois de Statistiques,
Budapest, Hongrie

Les démographes considèrent que le meilleur indice pour mesurer le niveau de la mortalité est l'espérance de vie à la naissance et les différences entre les niveaux de mortalité peuvent être le mieux expliquées par l'analyse des différences entre les espérances de vie à la naissance. Supposant la connaissance et la compréhension des fonctions de la table de mortalité et des relations entre elles nous expliquerons seulement, plus en détail, la signification de la fonction ${}_nL_x$ de la table de mortalité parce qu'elle peut être considérée comme une déterminante immédiate de l'espérance de vie à la naissance (e_0). Si la racine de la table de mortalité est égale à l'unité ($S_0 = 1$), l'espérance de vie à la naissance est égale à la somme des valeurs de la colonne ${}_nL_x$ de la table de mortalité

$$e_0 = \sum_{x=0}^{\omega} {}_nL_x = T_0,$$

où ${}_nL_x$ peut être considéré comme

1. le nombre des personnes-années vécues par les nouveau-nés de la table dans les intervalles d'âge x à $x+n$, T_0 étant la somme des nombres d'années vécues ou le nombre total d'années vécues après la naissance;
2. le nombre des années vécues par les décédés de la table de mortalité, T_0 étant dans ce cas le nombre total d'années vécues par les décédés de la table;
3. le nombre de personnes-années, si les groupes d'âge sont considérés séparément, vécues dans les intervalles d'âge x à $x+n$ partiellement par les survivants, partiellement par les décédés de la table de mortalité :

$${}_nL_x = n S_{x+n} + ({}_nL_x - n S_{x+n}),$$

où S_{x+n} égale le nombre des survivants à l'âge exact $x+n$;

4. le nombre de la population stationnaire associée à la table de mortalité dans les différents intervalles d'âge, T_0 étant dans ce cas l'effectif total de cette population stationnaire;
5. le nombre des survivants aux âges x à $x+n-1$ en années révolues à partir de la racine de la table de mortalité.

Le nombre des décédés de la table de mortalité (${}_nd_x$) peut être calculé, entre autres, par les formules

$${}_nd_x = {}_nL_x {}_nm_x = S_x - S_{x+n},$$

ou

$${}_nd_x = S_x {}_nq_x = S_x - S_{x+n},$$

où S_x est le nombre de survivants à l'âge exact x et ${}_nq_x$ est le quotient de mortalité, c'est à dire la probabilité de décéder entre les âges exacts x et $x+n$.

Les significations énumérées de la fonction ${}_nL_x$ sont les mêmes dans le cas des tables de mortalité complètes ($n = 1$) et dans le cas des tables de mortalité abrégées ($n > 1$).

Comment peut-on décomposer les différences entre deux ou plusieurs espérances de vie à la naissance ou aux autres âges et expliquer le rôle des différentes causes de décès dans la création de ces différences ? Plusieurs méthodes ont été élaborées et publiées à ce sujet donnant des résultats parfois bien différents et incompatibles. Voyons et comparons d'abord ces méthodes et essayons ensuite de proposer une méthode de décomposition acceptable.

Les premières tentatives pour expliquer la hausse ou la diminution de l'espérance de vie à la naissance et la différence entre les espérances de vie à la naissance étaient basées sur la première signification de la fonction ${}_nL_x$. Tous les auteurs ont souligné que l'origine des changements des valeurs de cette fonction sont les changements des taux de mortalité par âge (${}_n m_x$), mais seulement un seul, *John H. Pollard* (1982), a commencé son explication par la démonstration des changements des taux de mortalité par âge et des conséquences de ces changements. Les autres auteurs, *Eugeny M. Andreev* (1982), *Roland Pressat* (1985, 1995), *Eduardo E. Arriaga* (1984) ont également souligné les origines des changements, mais les taux de mortalité par âge et par cause ont seulement été utilisés dans la dernière phase de leur calculs.

Le tableau 1 présente le nombre des survivants, l'espérance de vie à l'âge x , le nombre total d'années vécues au delà de l'âge x , le nombre de personnes-années et les différences entre les espérances de vie à l'âge x d'après les tables de mortalité abrégées de 1990 de la population masculine et de la population féminine hongroise. Ce sont les différences présentées dans la dernière colonne (colonne (12)) ou au moins la première des différences présentées dans cette colonne - différence entre les espérances de vie à la naissance des femmes et des hommes hongrois ($e_0^{(F)} - e_0^{(H)} = 73.71010 - 65.13000 = 8.58010$ années) - qu'il faut expliquer, décomposer en facteurs (en composantes). La colonne (11) du tableau 1 démontre que cette différence est égale à la somme des différences entre les valeurs des colonnes ${}_nL_x^{(F)}$ et ${}_nL_x^{(H)}$, c'est à dire, entre les nombres des personnes-années vécues par les femmes et les hommes dans leurs tables de mortalité. Notons que ces tables de mortalité abrégées ont été construites en utilisant les tables de mortalité complètes (les nombres des personnes-années dans les différents intervalles d'âges sont simplement les sommes des nombres des personnes-années correspondantes vécues dans les tables complètes en question).

John H. Pollard, *Eugeny M. Andreev* et *Roland Pressat* calculent la même somme des différences, mais d'une manière bien différente. Les différences sont distribuées selon les groupes d'âges de leur origine. Les formules qu'ils utilisent sont différentes, mais ils obtiennent les mêmes ou approximativement les mêmes résultats (voir les colonnes (4) et (7) du tableau 2).

John H. Pollard propose pour le calcul numérique des différences entre deux espérances de vie à la naissance et leur distribution par causes de décès la formule

$$\begin{aligned}
 e_0^{(F)} - e_0^{(H)} = & \sum_i ({}_1 m_{i,0}^{(H)} - {}_1 m_{i,0}^{(F)}) w_0 \\
 & + 4 \sum_i ({}_4 m_{i,1}^{(H)} - {}_4 m_{i,1}^{(F)}) w_2 \\
 & + 5 \sum_i ({}_5 m_{i,5}^{(H)} - {}_5 m_{i,5}^{(F)}) w_{7.5} \\
 & + 5 \sum_i ({}_5 m_{i,10}^{(H)} - {}_5 m_{i,10}^{(F)}) w_{12.5} + \dots
 \end{aligned}$$

TABLEAU 1 : NOMBRE DES SURVIVANTS, ESPERANCE DE VIE A L'AGE X, NOMBRE TOTAL D'ANNÉES VÉCUES AU-DELÀ DE L'AGE X, NOMBRE DES PERSONNES-ANNÉES ET DIFFÉRENCES ENTRE LES ESPÉRANCES DE VIE A L'AGE X D'APRÈS LES TABLES DE MORTALITÉ ABRÉGÉES DE 1990 DE LA POPULATION MASCULINE ET FÉMININE HONGROISE

Âge	$S_x(H)$	$S_x(F)$	$S_x(F)/S_x(H)$	$e_x(H)$	$e_x(F)$	$T_x(H)$	$T_x(F)$	$\mu_x(H)$	$\mu_x(F)$	$\mu_x(F) - \mu_x(H)$	$e_x(F) - e_x(H)$
(1)	(2)	(3)	(4)=(3)/(2)	(5)=(7)/(2)	(6)=(8)/(3)	(7)=(2)x(5)	(8)=(3)x(6)	(9)	(10)	(11)=(10)-(9)	(12)=(6)-(5)
0	1,00000	1,00000	1,00000	65,13000	73,71010	65,13000	73,71010	0,98764	0,99011	0,00247	8,58010
1	0,98353	0,98682	1,00335	65,21648	73,69124	64,14236	72,71999	3,92926	3,94303	0,01377	8,47476
5	0,98137	0,98511	1,00381	61,35617	69,81653	60,21310	68,77696	4,90313	4,92184	0,01871	8,46036
10	0,97984	0,98371	1,00395	56,44796	64,91255	55,30997	63,85512	4,89585	4,91596	0,02011	8,46459
15	0,97826	0,98267	1,00451	51,53448	59,97859	50,41412	58,93916	4,88061	4,90855	0,02794	8,44411
20	0,97333	0,98067	1,00754	46,78116	55,09561	45,53351	54,03061	4,84799	4,89719	0,04920	8,31445
25	0,96575	0,97810	1,01279	42,12842	50,23353	40,68552	49,13342	4,80594	4,88213	0,07619	8,10511
30	0,95591	0,97451	1,01946	37,53448	45,40876	35,87958	44,25129	4,74408	4,85907	0,11499	7,87428
35	0,94077	0,96861	1,02959	33,09576	40,66881	31,13550	39,39222	4,65139	4,82089	0,16950	7,57305
40	0,91842	0,95911	1,04430	28,83660	36,04522	26,48411	34,57133	4,51398	4,76164	0,24766	7,20862
45	0,88496	0,94455	1,06734	24,82613	31,55967	21,97013	29,80969	4,30956	4,67312	0,36356	6,73354
50	0,83623	0,92372	1,10462	21,11927	27,21233	17,66057	25,13657	4,02071	4,54985	0,52914	6,09306
55	0,76869	0,89443	1,16358	17,74429	23,01658	13,63986	20,58672	3,63013	4,37280	0,74267	5,27229
60	0,68011	0,85246	1,25341	14,71781	19,02015	10,00973	16,21392	3,13932	4,12098	0,98166	4,30234
65	0,57306	0,79234	1,38265	11,98899	15,26231	6,87041	12,09294	2,57036	3,75688	1,18652	3,27332
70	0,45387	0,70564	1,55472	9,47419	11,81347	4,30005	8,33606	1,95508	3,23460	1,27952	2,33928
75	0,32719	0,58116	1,77622	7,16700	8,77806	2,34497	5,10146	1,30642	2,50232	1,19590	1,61106
80	0,19693	0,41478	2,10623	5,27370	6,26631	1,03855	2,59914	0,70550	1,61765	0,91215	0,99261
85	0,09063	0,23261	2,56659	3,67483	4,21947	0,33305	0,98149	0,33305	0,98149	0,64844	0,54464
Total	-	-	-	-	-	-	-	65,13000	73,71010	8,58010	-

TABLEAU 2 : GAINS EN NOMBRE DE PERSONNES-ANNÉES RÉPARTIS PAR GROUPE D'ÂGES DE LEUR ORIGINE ET PAR LES CAUSES DES DÉCÈS ÉTUDIÉES CALCULÉS SELON DIFFÉRENTES MÉTHODES

Groupe d'âges (années) x..x+n	Gains dus à toutes les autres causes de décès		Ensemble des gains	Gains dus à toutes les autres causes de décès		Ensemble des gains	Contribution directe	Contribution indirecte
	aux maladies circulatoires	à toutes les autres causes de décès		aux maladies circulatoires	à toutes les autres causes de décès			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0	0,00069	0,23029	0,23098	0,00064	0,21640	0,21704	0,00247	0,21457
1-4	-0,00509	0,03565	0,03056	-0,00478	0,03345	0,02867	0,00061	0,02806
5-9	0,00000	0,00824	0,00824	0,00000	0,00769	0,00769	0,00003	0,00766
10-14	0,00449	0,02668	0,03117	0,00417	0,02476	0,02893	0,00077	0,02816
15-19	0,00780	0,14813	0,15593	0,00720	0,13684	0,14404	0,00593	0,13811
20-24	0,00709	0,23857	0,24566	0,00652	0,21960	0,22612	0,01265	0,21347
25-29	0,03809	0,23914	0,27723	0,03491	0,21914	0,25405	0,01472	0,23933
30-34	0,07109	0,29932	0,37041	0,06491	0,27332	0,33823	0,02267	0,31556
35-39	0,11568	0,34704	0,46272	0,10537	0,31610	0,42147	0,03187	0,38960
40-44	0,17880	0,42886	0,60766	0,16292	0,39077	0,55369	0,04769	0,50600
45-49	0,29117	0,50663	0,79780	0,26711	0,46478	0,73189	0,07335	0,65854
50-54	0,37930	0,59821	0,97751	0,35411	0,55848	0,91259	0,10849	0,80410
55-59	0,48860	0,59881	1,08741	0,47094	0,57718	1,04812	0,14885	0,89927
60-64	0,48288	0,57924	1,06212	0,48828	0,58571	1,07399	0,18612	0,88787
65-69	0,39040	0,48809	0,87849	0,41902	0,52387	0,94289	0,20297	0,73992
70-74	0,27453	0,34998	0,62451	0,31405	0,40036	0,71441	0,19500	0,51941
75-79	0,19782	0,23029	0,42811	0,24239	0,28218	0,52457	0,18183	0,34274
80-84	0,08561	0,12996	0,21557	0,11318	0,17184	0,28502	0,13170	0,15333
85 et +	0,01762	0,07040	0,08802	0,02536	0,10133	0,12669	0,12669	0,00000
Total	3,02657	5,55353	8,58010	3,07630	5,50380	8,58010	1,49441	7,08569

avec

$$w_x = \frac{1}{2} (S_x^{(F)} e_x^{(H)} + S_x^{(H)} e_x^{(F)}), \text{ si } S_0 = I.$$

où ${}_n m_{i,x}$ sont les taux de mortalité par âge, par cause, le taux de mortalité par âge général (${}_n m_x$) étant égal à la somme des taux de mortalité par âges et par cause de décès. Les résultats que nous obtenons par cette méthode originale sont les mêmes (ou approximativement les mêmes) que ceux obtenus par l'utilisation de la méthode de *Pressat*.

Eugeny M. Andreev dérive et utilise la formule :

$$S_x^{(F)} (e_x^{(F)} - e_x^{(H)}) - S_{x+n}^{(F)} (e_{x+n}^{(F)} - e_{x+n}^{(H)}).$$

Nous obtenons, par l'utilisation de cette formule, pour le groupe d'âges 20—24 ans par exemple :

$$0,98067(55,09561 - 46,78116) - 0,97810(50,23353 - 42,12842) = 0,22612 \text{ années.}$$

Roland Pressat dérive et utilise la formule:

$$\left[\frac{S_{x+n}^{(H)} + S_{x+n}^{(F)}}{2} (e_{x+n}^{(H)} - e_{x+n}^{(F)}) \right] - \left[\frac{S_x^{(H)} + S_x^{(F)}}{2} (e_x^{(H)} - e_x^{(F)}) \right].$$

Nous obtenons par l'utilisation de cette formule pour le même groupe d'âges

$$\left[\frac{0,96575 + 0,97810}{2} (42,12842 - 50,23353) \right] - \left[\frac{0,97333 + 0,98067}{2} (46,78116 - 55,09561) \right] = 0,24566 \text{ années}$$

Les gains obtenus par ces formules sont distribués selon les causes de décès étudiées dans tous les cas par l'utilisation des formules

$$\frac{{}_n m_{i,x}^{(H)} - {}_n m_{i,x}^{(F)}}{{}_n m_x^{(H)} - {}_n m_x^{(F)}} \text{ et } \frac{{}_n m_{-i,x}^{(H)} - {}_n m_{-i,x}^{(F)}}{{}_n m_x^{(H)} - {}_n m_x^{(F)}}.$$

où ${}_n m_x^{(H)}$ et ${}_n m_x^{(F)}$ sont les taux de mortalité par âge tirés des tables de mortalité abrégées de la population masculine et féminine, ${}_n m_{i,x}^{(H)}$ et ${}_n m_{i,x}^{(F)}$ sont les taux de mortalité par âge et par sexe pour les maladies circulatoires et ${}_n m_{-i,x}^{(H)}$ et ${}_n m_{-i,x}^{(F)}$ sont les taux de mortalité par âge et par sexe pour toutes les autres causes de décès (tableaux 3.1. et 3.2.).

D'après le tableau 2 sur 8,58010 années (différence totale) 3,07630 années sont dues aux maladies circulatoires et 5,50380 années à toutes les autres causes de décès si on utilise la méthode d'*Andreev*. 3,02657 années sont dues aux maladies circulatoires et 5,55353 années à toutes les autres causes de décès si on utilise la formule de *Pollard* ou de *Pressat*. Les résultats sont différents, mais les différences ne sont pas importantes.

Eugeny M. Andreev souligne que sa méthode est basée sur les résultats méthodologiques de *Korchak-Chepurkovskiy* publiés en 1968. Nous nous limiterons ici à démontrer seulement comment on peut réaliser une répartition des gains en contributions directes et contributions indirectes aux différences entre les personnes-années des différence en niveaux de mortalité en utilisant cette méthode. Des gains présentés à la colonne (7) du tableau 2 les contributions directes sont présentées par la colonne (8) et les contributions indirectes par la colonne (9) du même tableau. La contribution directe reflète seulement les différences en niveaux de mortalité dans différents groupes d'âges. La contribution indirecte reflète l'influence de la différence entre les nombres des survivants aux différents âges sur le nombre des personnes-années. La contribution directe est obtenue par l'utilisation de la formule

$${}_n L_x^{(F)} - {}_n L_x^{(H)} (S_x^{(F)} / S_x^{(H)}),$$

TABLEAU 3.1 : STRUCTURE, NOMBRE DES DÉCÉDÉS ET TAUX DE MORTALITÉ PAR ÂGE ET PAR CAUSE DE DÉCÈS ÉTUDIÉES D'APRÈS LA TABLE DE MORTALITÉ ABREGÉE DE 1990 DE LA POPULATION MASCULINE HONGROISE

Groupe d'âges (années) x, x+n	Proportions de victimes				Nombre des victimes				Taux de mortalité par âge et par cause			
	de toutes les causes de décès (2)=(3)+(4)	des maladies circulatoires (3)	de toutes les autres causes de décès (4)	de toutes les causes de décès (5)=(6)+(7)	des maladies circulatoires $n d_{i,x}^{(H)}$ (6)	de toutes les autres causes de décès $n d_{-i,x}^{(H)}$ (7)	de toutes les causes de décès $n m_x^{(H)}$ (8)=(9)+(10)	des maladies circulatoires $n m_{i,x}^{(H)}$ (9)	de toutes les autres causes de décès $n m_{-i,x}^{(H)}$ (10)			
0	1,00000	0,00182	0,99818	0,01647	0,00003	0,01644	0,01668	0,00003	0,01665			
1-4	1,00000	0,02315	0,97685	0,00216	0,00005	0,00211	0,00055	0,00001	0,00054			
5-9	1,00000	0,01961	0,98039	0,00153	0,00003	0,00150	0,00031	0,00001	0,00030			
10-14	1,00000	0,06329	0,93671	0,00158	0,00010	0,00148	0,00032	0,00002	0,00030			
15-19	1,00000	0,06085	0,93915	0,00493	0,00030	0,00463	0,00101	0,00006	0,00095			
20-24	1,00000	0,03958	0,96042	0,00758	0,00030	0,00728	0,00156	0,00006	0,00150			
25-29	1,00000	0,12093	0,87907	0,00984	0,00119	0,00865	0,00205	0,00025	0,00180			
30-34	1,00000	0,19419	0,80581	0,01514	0,00294	0,01220	0,00319	0,00062	0,00257			
35-39	1,00000	0,23624	0,76376	0,02235	0,00528	0,01707	0,00481	0,00114	0,00367			
40-44	1,00000	0,27645	0,72355	0,03346	0,00925	0,02421	0,00741	0,00205	0,00536			
45-49	1,00000	0,32424	0,67576	0,04873	0,01580	0,03293	0,01131	0,00367	0,00764			
50-54	1,00000	0,36319	0,63681	0,06754	0,02453	0,04301	0,01680	0,00610	0,01070			
55-59	1,00000	0,41996	0,58004	0,08858	0,03720	0,05138	0,02440	0,01025	0,01415			
60-64	1,00000	0,45250	0,54750	0,10705	0,04844	0,05861	0,03410	0,01543	0,01867			
65-69	1,00000	0,48620	0,51380	0,11919	0,05795	0,06124	0,04637	0,02255	0,02382			
70-74	1,00000	0,52573	0,47427	0,12668	0,06660	0,06008	0,06480	0,03407	0,03073			
75-79	1,00000	0,58268	0,41732	0,13026	0,07590	0,05436	0,09971	0,05810	0,04161			
80-84	1,00000	0,61797	0,38203	0,10630	0,06569	0,04061	0,15067	0,09311	0,05756			
85 et +	1,00000	0,66931	0,33069	0,09063	0,06066	0,02997	0,27212	0,18213	0,08999			
Total	-	-	-	1,00000	0,47224	0,52776	-	-	-			

TABLEAU 3.2 : STRUCTURE, NOMBRE DES DÉCÉDÉS ET TAUX DE MORTALITÉ PAR ÂGE ET PAR CAUSE DE DÉCÈS ÉTUDIÉES D'APRÈS LA TABLE DE MORTALITÉ ABRÉGÉE DE 1990 DE LA POPULATION FÉMININE HONGROISE

Groupe d'âges (années) x, x+n	Proportions de victimes			Nombre des victimes			Taux de mortalité par âge et par cause		
	de toutes les causes de décès (2)=(3)+(4)	des maladies circulatoires (3)	de toutes les autres causes de décès (4)	de toutes les causes de décès (5)=(6)+(7)	des maladies circulatoires (6)	de toutes les autres causes de décès (7)	de toutes les causes de décès (8)=(9)+(10)	des maladies circulatoires (9)	de toutes les autres causes de décès (10)
0	1,00000	0,00152	0,99848	0,01318	0,00002	0,01316	0,01331	0,00002	0,01329
1-4	1,00000	0,05848	0,94152	0,00171	0,00010	0,00161	0,00043	0,00003	0,00040
5-9	1,00000	0,05000	0,95000	0,00140	0,00007	0,00133	0,00028	0,00001	0,00027
10-14	1,00000	0,01923	0,98077	0,00104	0,00002	0,00102	0,000212	0,000004	0,000208
15-19	1,00000	0,07000	0,93000	0,00200	0,00014	0,00186	0,00041	0,00003	0,00038
20-24	1,00000	0,06615	0,93385	0,00257	0,00017	0,00240	0,00052	0,00003	0,00049
25-29	1,00000	0,09192	0,90808	0,00359	0,00033	0,00326	0,00074	0,00007	0,00067
30-34	1,00000	0,20000	0,80000	0,00590	0,00118	0,00472	0,00121	0,00024	0,00097
35-39	1,00000	0,21684	0,78316	0,00950	0,00206	0,00744	0,00197	0,00043	0,00154
40-44	1,00000	0,25069	0,74931	0,01456	0,00365	0,01091	0,00306	0,00077	0,00229
45-49	1,00000	0,26212	0,73788	0,02083	0,00546	0,01537	0,00446	0,00117	0,00329
50-54	1,00000	0,32229	0,67771	0,02929	0,00944	0,01985	0,00644	0,00208	0,00436
55-59	1,00000	0,37455	0,62545	0,04197	0,01572	0,02625	0,00960	0,00360	0,00600
60-64	1,00000	0,44993	0,55007	0,06012	0,02705	0,03307	0,01459	0,00656	0,00803
65-69	1,00000	0,52860	0,47140	0,08670	0,04583	0,04087	0,02308	0,01220	0,01088
70-74	1,00000	0,58475	0,41525	0,12448	0,07279	0,05169	0,03848	0,02250	0,01598
75-79	1,00000	0,64293	0,35707	0,16638	0,10697	0,05941	0,06649	0,04275	0,02374
80-84	1,00000	0,69259	0,30741	0,18217	0,12617	0,05600	0,11262	0,07800	0,03462
85 et +	1,00000	0,73883	0,26117	0,23261	0,17186	0,06075	0,23700	0,17510	0,06190
Total	-	-	-	1,00000	0,58903	0,41097	-	-	-

la contribution indirecte étant la différence entre la contribution totale et la contribution directe

$$\left\{ S_x^{(F)} [e_x^{(F)} - e_x^{(H)}] - S_{x+n}^{(F)} [e_{x+n}^{(F)} - e_{x+n}^{(H)}] \right\} - [{}_n L_x^{(F)} - {}_n L_x^{(H)} (S_x^{(F)} / S_x^{(H)})].$$

Pour le groupe d'âges 20 – 24 ans la contribution directe est égale à

$$4,89719 - 4,84799 (0,98067/0,97333) = 0,01265 \text{ années,}$$

et la contribution indirecte aux

$$0,22612 - 0,01265 = 0,21347 \text{ années,}$$

leur somme (0,01265 années + 0,21347 années) étant égale à la contribution totale (0,22612 années).

Eugeny M. Andreev ne subdivise pas ses résultats en contributions directes et indirectes, *Korchak-Chepurkovskiy* n'a pas subdivisé ses résultats par cause de décès.

Notons que les méthodes présentées assurent dans tous les cas une reproduction précise des différences entre les espérances de vie à la naissance, mais la contribution totale des différentes causes de décès à ces différences dépend considérablement des groupes d'âges que nous utilisons. Le nombre total des années considérées comme contribution directe et indirecte dépend aussi des groupes d'âges. Utilisant les mêmes données, mais seulement trois groupes d'âges (0–19 ans, 20–59 ans et 60 ans et plus) nous avons obtenu, dans le cas de l'utilisation de la méthode d'*Andreev* que sur les 8,58010 années de la différences totale 2,41855 années sont dues aux maladies circulatoires et 6,16155 années à toutes les autres causes de décès, 5,77568 années sont dues aux contributions directes et 2,80442 années aux contributions indirectes au lieu des résultats bien différents présentés dans la dernière ligne du tableau 2.

Mais il nous reste encore plusieurs remarques critiques à faire.

1. Si les gains en nombre des personnes-années sont distribués selon les groupes d'âges de leur origine, comment peut-on calculer à partir des nombres augmentés (diminués) des personnes-années les valeurs des autres fonctions de la table de mortalité ? Reste-t-il vrai qu'en les multipliant par la série des taux de mortalité par âge (${}_n m_x$) de l'autre table de mortalité la somme des décédés reste égale à la racine de la table de mortalité ? Le nombre des survivants calculé à partir de ces nombres erronés des décédés reste-t-il égal aux nombres des survivants de l'autre table de la mortalité ?

2. La table de mortalité de la population masculine peut-elle être dérivée de la table de mortalité de la population féminine (ou inversement), en général, l'une de ces tables peut-elle être obtenue par transformation de l'autre ? Il est plus naturel de comparer, par l'utilisation des méthodes présentées, deux tables de mortalité de la population masculine seulement ou de la population féminine seulement basées sur les données de deux périodes distinctes plus ou moins éloignées. Néanmoins l'explication des différences entre les valeurs de toutes les fonctions de n'importe quelle table de mortalité reste aussi notre devoir.

3. Si nous comparons, en utilisant les méthodes présentées, deux tables de mortalité du moment et du même sexe il n'est pas facile de comprendre comment le changement de la mortalité aux jeunes âges peut influencer le nombre des personnes exposées au risque de décéder aux âges élevés, si les périodes des tables ne sont pas assez éloignées. Tout le monde a besoin de vivre 70 ans de la naissance à l'âge de 70 ans, mais si l'une des tables est basée, par exemple, sur les données de l'année 1960 et l'autre sur les données de l'année 1990, la différence entre ces deux années de calendrier est égale seulement à 30 ans.

Considérons, après ces questions, une autre méthode de décomposition des différences entre les espérances de vie à la naissance et aux autres âges exacts. Il faut d'abord accepter que le changement des taux de mortalité par âge et par cause de décès implique la

transformation de toutes les fonctions de la table de mortalité. Dans tous les cas, l'intensité du phénomène (c'est à dire de la mortalité due à toutes les causes) reste égale à l'unité et la distribution par âge des décédés de la table change. L'espérance de vie à la naissance reste, dans tous les cas, égale, entre autres, à l'âge moyen de tous les décédés de la table dans tous les cas et cet âge est toujours la moyenne pondérée des âges moyens des victimes des différentes causes de décès.

Les tableaux 4.1 et 4.2 présentent, en plein accord avec les données des tableaux 3.1 et 3.2, le nombre de survivants, le nombre de personnes-années, le nombre total des années vécues au delà de l'âge x et l'espérance de vie à l'âge x distribuées par les causes de décès étudiées d'après les tables de mortalité abrégées de 1990 de la population masculine et de la population féminine hongroise.

Les relations entre les fonctions en question sont expliquées, au moins partiellement, par les lignes contenant les numéros des différentes colonnes.

Le tableau 5 présente les espérances de vie à l'âge x comme les moyennes pondérées et les différences entre elles dues aux causes de décès étudiées. Considérons uniquement la différence entre les espérances de vie à la naissance de la population féminine et masculine hongroise en 1990. Les âges moyens des victimes des maladies circulatoires étaient égales à $e^{(F)}_{i,0} = 78,23578$ années dans le cas des femmes et à $e^{(H)}_{i,0} = 70,66797$ ans dans le cas des hommes. Les proportions de ces victimes étaient respectivement de $S^{(F)}_{i,0}/S^{(F)}_0 = 0,58903$ et $S^{(H)}_{i,0}/S^{(H)}_0 = 0,47224$. Les âges moyens des victimes de toutes les autres causes de décès étaient égales à $e^{(F)}_{-i,0} = 67,22359$ ans pour les femmes et à $e^{(H)}_{-i,0} = 60,17462$ ans pour les hommes. Les proportions de ces victimes étaient respectivement $S^{(F)}_{-i,0}/S^{(F)}_0 = 0,41097$ et $S^{(H)}_{-i,0}/S^{(H)}_0 = 0,52776$. L'espérance de vie à la naissance des femmes est égale alors à

$$(78,23578 \times 0,58903) + (67,22359 \times 0,41097) = 73,71010 \text{ ans}$$

et l'espérance de vie à la naissance des hommes à

$$(70,66797 \times 0,47224) + (60,17462 \times 0,52776) = 65,13000 \text{ ans.}$$

La différence égale :

$[(78,23578 \times 0,58903) - (70,66797 \times 0,47224)] + [(67,22359 \times 0,41097) - (60,17462 \times 0,52776)]$, c'est-à-dire la contribution des maladies circulatoires à la différence totale est égale à 12,71098 ans et la contribution de toutes les autres causes de décès est égale à -4,13088 ans.

Les résultats obtenus sont bien différents des résultats qu'on obtient par l'utilisation des autres méthodes présentées. Ces résultats restent les mêmes si nous utilisons les groupes d'âges différents (par exemple, les groupes d'âge 0-19 ans, 20-59 ans, 60 ans et plus).

On peut obtenir les mêmes résultats en utilisant les nombres des décédés par sexe et par cause présentés dans les tableaux 3.1. et 3.2. En les multipliant par les âges moyens dans les différents groupes d'âges et considérant les sommes des produits et les différences entre ces sommes nous obtenons les mêmes contributions des causes de décès étudiées à la différence entre les espérances de vie à la naissance des femmes et des hommes. On peut d'abord calculer les différences entre les nombres correspondants de décédés et les multiplier par les âges moyens. Leur somme nous donnera aussi avec une bonne approximation les mêmes contributions aux différences entre vies moyennes (tableau 6). Si on divise le nombre des années vécues par les victimes des différentes causes de décès par leur proportion (leur intensité partielle), on obtient l'âge moyen de ces victimes. Si on divise le nombre des années vécues par les victimes des différentes causes de décès par l'âge moyen de ces victimes, on obtient leur proportion (leur intensité partielle), la somme de ces proportions restant toujours égale à l'unité.

TABLEAU 4.1 - NOMBRE DE SURVIVANTS, NOMBRE DE PERSONNES-ANNÉES, NOMBRE TOTAL DES ANNÉES VÉCUES AU DELÀ DE L'ÂGE X ET ESPÉRANCE DE VIE À L'ÂGE X SELON LES CAUSES DE DÉCÈS ÉTUDIÉES D'APRÈS LA TABLE DE MORTALITÉ ABRÉGÉE DE 1990 DE LA POPULATION MASCULINE HONGROISE

Âge, x	$S_{i,x}(H)$	$S_{-i,x}(H)$	$S_x(H)$	${}_iL_{-i,x}(H)$	${}_iL_{-i,x}(H)$	${}_iL_x(H)$	${}_iL_x(H)$	$T_{i,x}(H)$	$T_x(H)$	$e_{i,x}(H)$	$e_{-i,x}(H)$	$e_x(H)$
(1)	(2)	(3)	(4)=(2)+(3)	(5)	(6)	(7)=(5)+(6)	(8)	(9)	(10)=(8)+(9)	(11)=(8)/(2)	(12)=(9)/(3)	(13)=(10)/(4)
0	0,47224	0,52776	1,00000	0,47026	0,51738	0,98764	33,37224	31,75776	65,13000	70,66797	60,17462	65,13000
1	0,47221	0,51132	0,98353	1,8848	2,04078	3,92926	32,90198	31,24038	64,14236	69,67658	61,09751	65,21648
5	0,47216	0,50921	0,98137	2,36077	2,54236	4,90313	31,01350	29,19960	60,21310	65,68430	57,34294	61,35617
10	0,47213	0,50771	0,97984	2,36069	2,53516	4,89585	28,65272	26,65725	55,30997	60,68820	52,50487	56,44796
15	0,47203	0,50623	0,97826	2,36020	2,52041	4,88061	26,29204	24,12208	50,41412	55,69993	47,65044	51,53448
20	0,47173	0,50160	0,97333	2,35803	2,48996	4,84799	23,93184	21,60167	45,53351	50,73207	43,06553	46,78116
25	0,47143	0,49432	0,96575	2,35504	2,45090	4,80594	21,57381	19,11171	40,68552	45,76249	38,66263	42,12842
30	0,47024	0,48567	0,95591	2,34502	2,39906	4,74408	19,21877	16,66081	35,87958	40,87013	34,30480	37,53448
35	0,46730	0,47347	0,94077	2,32501	2,32638	4,65139	16,87375	14,26175	31,13550	36,10903	30,12176	33,09576
40	0,46202	0,45640	0,91842	2,28978	2,22420	4,51398	14,54874	11,93537	26,48411	31,48942	26,15112	28,83660
45	0,45277	0,43219	0,88496	2,22776	2,08180	4,30956	12,25896	9,71117	21,97013	27,07547	22,46968	24,82613
50	0,43697	0,39926	0,83623	2,12798	1,89273	4,02071	10,03120	7,62937	17,66057	22,95627	19,10878	21,11927
55	0,41244	0,35625	0,76869	1,97362	1,65651	3,63013	7,90322	5,73664	13,63986	19,16211	16,10285	17,74429
60	0,37524	0,30487	0,68011	1,75869	1,38063	3,13932	5,92960	4,08013	10,00973	15,80215	13,38318	14,71781
65	0,32680	0,24626	0,57306	1,49089	1,07947	2,57036	4,17091	2,69950	6,87041	12,76288	10,96199	11,98899
70	0,26885	0,18502	0,45387	1,17922	0,77586	1,95508	2,68003	1,62002	4,30005	9,96850	8,75592	9,47419
75	0,20225	0,12494	0,32719	0,81908	0,48734	1,30642	1,50081	0,84416	2,34497	7,42057	6,75652	7,16700
80	0,12635	0,07058	0,19693	0,45881	0,24669	0,70550	0,68173	0,35682	1,03855	5,39557	5,05554	5,27370
85	0,06066	0,02997	0,09063	0,22292	0,11013	0,33305	0,22292	0,11013	0,33305	3,67491	3,67467	3,67483
Total	-	-	-	33,37225	31,75775	65,13000	-	-	-	-	-	-

TABLEAU 4.2 : NOMBRE DE SURVIVANTS, NOMBRE DE PERSONNES-ANNÉES, NOMBRE TOTAL DES ANNÉES VÉCUES AU DELÀ DE L'ÂGE X ET ESPÉRANCE DE VIE À L'ÂGE X SELON LES CAUSES DE DÉCÈS ÉTUDIÉES D'APRÈS LA TABLE DE MORTALITÉ ABRÉGÉE DE 1990 DE LA POPULATION FÉMININE HONGROISE

Âge. x	$S_{i,x}(F)$	$S_{-i,x}(F)$	$S_x(F)$	$n_{i,x}(F)$	$n_{-i,x}(F)$	$n_x(F)$	$T_{i,x}(F)$	$T_{-i,x}(F)$	$T_x(F)$	$e_{i,x}(F)$	$e_{-i,x}(F)$	$e_x(F)$
(1)	(2)	(3)	(4)=(2)+(3)	(5)	(6)	(7)=(5)+(6)	(8)	(9)	(10)=(8)+(9)	(11)=(8)/(2)	(12)=(9)/(3)	(13)=(10)/(4)
0	0,58903	0,41097	1,00000	0,58706	0,40305	0,99011	46,08322	27,62688	73,71010	78,23578	67,22359	73,71010
1	0,58901	0,39781	0,98682	2,35534	1,58769	3,94303	45,49616	27,22383	72,71999	77,24174	68,43425	73,69124
5	0,58891	0,39620	0,98511	2,94426	1,97758	4,92184	43,14081	25,63615	68,77696	73,25535	64,70507	69,81653
10	0,58884	0,39487	0,98371	2,94414	1,97182	4,91596	40,19656	23,65856	63,85512	68,26398	59,91481	64,91255
15	0,58882	0,39385	0,98267	2,94387	1,96468	4,90855	37,25241	21,68675	58,93916	63,26621	55,06348	59,97859
20	0,58868	0,39199	0,98067	2,94314	1,95405	4,89719	34,30854	19,72207	54,03061	58,28046	50,31269	55,09561
25	0,58851	0,38959	0,97810	2,94209	1,94004	4,88213	31,36540	17,76802	49,13342	53,29629	45,60697	50,23353
30	0,58818	0,38633	0,97451	2,93872	1,92035	4,85907	28,42332	15,82797	44,25129	48,32419	40,97008	45,40876
35	0,58700	0,38161	0,96861	2,93081	1,89008	4,82089	25,48459	13,90763	39,39222	43,41497	36,44462	40,66881
40	0,58494	0,37417	0,95911	2,91709	1,84455	4,76164	22,55378	12,01755	34,57133	38,55742	32,11789	36,04522
45	0,58129	0,36326	0,94455	2,89431	1,77881	4,67312	19,63669	10,17300	29,80969	33,78123	28,00473	31,55967
50	0,57583	0,34789	0,92372	2,85836	1,69149	4,54985	16,74238	8,39419	25,13657	29,07521	24,12886	27,21233
55	0,56639	0,32804	0,89443	2,79622	1,57658	4,37280	13,88403	6,70269	20,58672	24,51320	20,43254	23,01658
60	0,55067	0,30179	0,85246	2,69159	1,42939	4,12098	11,08781	5,12611	16,21392	20,13513	16,98569	19,02015
65	0,52362	0,26872	0,79234	2,51151	1,24537	3,75688	8,39622	3,69672	12,09294	16,03495	13,75677	15,26231
70	0,47779	0,22785	0,70564	2,21904	1,01556	3,23460	5,88471	2,45135	8,33606	12,31652	10,75861	11,81347
75	0,40500	0,17616	0,58116	1,70638	0,73594	2,50232	3,66567	1,43579	5,10146	9,05104	8,15049	8,77806
80	0,29803	0,11675	0,41478	1,17414	0,44351	1,61765	1,89930	0,69984	2,59914	6,37285	5,99435	6,26631
85	0,17186	0,06075	0,23261	0,72516	0,25633	0,98149	0,72516	0,25633	0,98149	4,21948	4,21942	4,21947
Total	-	-	-	46,08323	27,62687	73,71010	-	-	-	-	-	-

TABLEAU 5 : ESPÉRANCES DE VIE À L'ÂGE X COMME MOYENNES PONDÉRÉES ET DIFFÉRENCES DUES AUX CAUSES DE DÉCÈS ÉTUDIÉES D'APRÈS LES TABLES DE MORTALITÉ ABRÉGÉES DE 1980 DES POPULATIONS MASCULINE ET FÉMININE HONGROISES.

Âge, x	$e_{i,x}(F)_*$ $(S_{i,x}(F)/S_x(F))$	$e_{-i,x}(F)_*$ $(S_{-i,x}(F)/S_x(F))$	$e_x(F)$	$e_{i,x}(H)_*$ $(S_{i,x}(H)/S_x(H))$	$e_{-i,x}(H)_*$ $(S_{-i,x}(H)/S_x(H))$	$e_x(H)$	Différences dues		
							à toutes les causes de décès	aux maladies circulatoires	à toutes les autres causes de décès
(1)	(2)	(3)	(4)=(2)+(3)	(5)	(6)	(7)=(5)+(6)	(8)=(4)-(7)	(9)=(2)-(5)	(10)=(3)-(6)
0	46,08322	27,62688	73,71010	33,37224	31,75776	65,13000	8,58010	12,71098	-4,13088
1	46,10405	27,58721	73,69124	33,45312	31,76337	65,21648	8,47476	12,65093	-4,17616
5	43,79278	26,02373	69,81653	31,60203	29,75410	61,35617	8,46036	12,19075	-3,73037
10	40,86214	24,05040	64,91255	29,24200	27,20592	56,44796	8,46459	11,62014	-3,15552
15	37,90911	22,06944	59,97859	26,87633	24,65815	51,53448	8,44411	11,03278	-2,58871
20	34,98459	20,11099	55,09561	24,58781	22,19339	46,78116	8,31445	10,39678	-2,08240
25	32,06784	18,16571	50,23353	22,33896	19,78947	42,12842	8,10511	9,72888	-1,62376
30	29,16655	16,24218	45,40876	20,10524	17,42924	37,53448	7,87428	9,06131	-1,18706
35	26,31034	14,35845	40,66881	17,93608	15,15968	33,09576	7,57305	8,37426	-0,80123
40	23,51540	12,52983	36,04522	15,84107	12,99554	28,83660	7,20862	7,67433	-0,46571
45	20,78931	10,77034	31,55967	13,85262	10,97352	24,82613	6,73354	6,93669	-0,20318
50	18,12490	9,08741	27,21233	11,99580	9,12349	21,11927	6,09306	6,12910	0,03097
55	15,52274	7,49384	23,01658	10,28143	7,46287	17,74429	5,27229	5,24131	-0,03608
60	13,00689	6,01327	19,02015	8,71852	5,99928	14,71781	4,30234	4,28837	0,01399
65	10,59670	4,66561	15,26231	7,27829	4,71070	11,98899	3,27332	3,31841	-0,04509
70	8,33952	3,47394	11,81347	5,90484	3,56935	9,47419	2,33928	2,43468	-0,09541
75	6,30749	2,47058	8,77806	4,58695	2,58004	7,16700	1,61106	1,72054	-0,10946
80	4,57908	1,68723	6,26631	3,46180	1,81191	5,27370	0,99261	1,11728	-0,12468
85	3,11748	1,10199	4,21947	2,45965	1,21518	3,67483	0,54464	0,65783	-0,11319

Nous avons déjà signalé qu'il n'est pas possible de reconstruire correctement la répartition des décédés par groupes d'âges et calculer leur somme pour la table de mortalité féminine

$$\left(\sum_{x=0}^w {}_n d_x^{(F)} = S_0 = 1 \right),$$

si les différences (les gains) en nombres des personnes-années sont distribuées selon les groupes d'âges en utilisant la méthode de *Pollard*, d'*Andreev* et de *Pressat*. *Andreev* utilise, par exemple, pour obtenir les différences la formule

$$S_x^{(F)}(e_x^{(F)} - e_x^{(H)}) - S_{x+n}^{(F)}(e_{x+n}^{(F)} - e_{x+n}^{(H)})$$

pour chaque groupe d'âges parce que la somme des différences obtenues par l'utilisation de cette seule formule lui donne déjà (si $S_0 = 1$) la différence totale entre les espérances de vie féminine et masculine. Il faut encore ajouter à cela les résultats obtenus par l'utilisation de la formule

$$(S_x^{(F)} - S_x^{(H)})e_x^{(H)} - (S_{x+n}^{(F)} - S_{x+n}^{(H)})e_{x+n}^{(H)}$$

pour obtenir les différences entre les nombres des personnes-années dans différents groupes d'âges, bien que la somme des différences obtenues par cette formule soit égale à 0.

$${}_n L_x^{(F)} - {}_n L_x^{(H)} = [(S_x^{(F)} - S_x^{(H)})e_x^{(H)} - (S_{x+n}^{(F)} - S_{x+n}^{(H)})e_{x+n}^{(H)}] + [S_x^{(F)}(e_x^{(F)} - e_x^{(H)}) - S_{x+n}^{(F)}(e_{x+n}^{(F)} - e_{x+n}^{(H)})]$$

et ${}_n d_x^{(F)} = {}_n m_x^{(F)} [{}_n L_x^{(H)} + ({}_n L_x^{(F)} - {}_n L_x^{(H)})] = {}_n m_x^{(F)} {}_n L_x^{(F)}$.

Le tableau 7 montre que dans le cas de l'utilisation de la méthode d'*Andreev* la somme des décédés dans la table de mortalité des femmes est égale seulement à $0,55961 + 0,18732 = 0,74693$. En réalité elle est égale à $0,55961 + 0,25307 + 0,18732 = 1,00000$. Il est évident que la distribution par groupes d'âges des décédés, les nombres des survivants et les valeurs des autres fonctions de la table de mortalité féminine sont aussi bien différents dans le cas de l'utilisation de la méthode de *Pollard*, d'*Andreev* et de *Pressat* et dans le cas de l'utilisation de la nôtre. Est que les différences entre les résultats produits par l'utilisation des différentes méthodes signifient que certaines d'entre elles ne sont pas acceptables ? Est ce qu'on peut élaborer une nouvelle méthode contenant les éléments de toutes les méthodes ou une nouvelle méthode étant la synthèse des méthodes élaborées jusqu'ici ?

TABLEAU 6. NOMBRE DES ANNÉES VÉCUES PAR LES VICTIMES DES CAUSES DE DÉCÈS ÉTUDIÉES ET PAR TOUS LES DÉCÉDÉS

Âges moyens (en ans)			(2)	(3)	(4)	(5)=(3)+(4)	$\frac{-(F)}{X} \frac{-(H)}{n_{d,i,x}}$	$\frac{-(F)}{X} \frac{-(H)}{n_{d,i,x}}$	(6)	$\frac{-(F)}{X} \frac{-(H)}{n_{d,i,x}}$	(7)	$\frac{-(F)}{X} \frac{-(H)}{n_{d,x}}$	(8)=(6)+(7)	$\frac{-(F)}{X} \frac{-(H)}{n_{d,i,x}}$	$\frac{-(F)}{X} \frac{-(H)}{n_{d-1,x}}$	$\frac{-(F)}{X} \frac{-(H)}{n_{d,x}}$	(11)=(8)-(5)	
	Hommes $\frac{-(H)}{X}$	Femmes $\frac{-(F)}{X}$																
0,24954	0,24962	0,00001	0,00410	0,00411	0,00001	0,00328	0,00329	0,00000	0,00329	0,00000	0,00328	0,00329	0,00329	0,00000	-0,00082	-0,00082	-0,00082	-0,00082
2,75000	2,51462	0,00014	0,00580	0,00594	0,00025	0,00405	0,00430	0,00011	0,00430	0,00011	0,00405	0,00430	0,00430	0,00011	-0,00175	-0,00175	-0,00175	-0,00175
7,56863	7,35000	0,00023	0,01135	0,01158	0,00051	0,00978	0,01029	0,00028	0,01029	0,00028	0,00978	0,01029	0,01029	0,00028	-0,00157	-0,00157	-0,00157	-0,00157
12,87975	11,86429	0,00129	0,01906	0,02035	0,00024	0,01210	0,01234	-0,00105	0,01234	-0,00105	0,01210	0,01234	0,01234	-0,00105	-0,00696	-0,00696	-0,00696	-0,00696
17,8316	17,60000	0,00535	0,08256	0,08791	0,00246	0,03274	0,03520	-0,00289	0,03520	-0,00289	0,03274	0,03520	0,03520	-0,00289	-0,04982	-0,04982	-0,04982	-0,04982
22,53826	22,60311	0,00676	0,16408	0,17084	0,00384	0,05425	0,05809	-0,00292	0,05809	-0,00292	0,05425	0,05809	0,05809	-0,00292	-0,10983	-0,10983	-0,10983	-0,10983
27,68191	27,66852	0,03294	0,23945	0,27239	0,00913	0,09020	0,09933	-0,02381	0,09933	-0,02381	0,09020	0,09933	0,09933	-0,02381	-0,14925	-0,14925	-0,14925	-0,14925
32,65720	32,71525	0,09601	0,39842	0,49443	0,03860	0,15442	0,19302	-0,05741	0,19302	-0,05741	0,15442	0,19302	0,19302	-0,05741	-0,24400	-0,24400	-0,24400	-0,24400
37,65280	37,66737	0,19881	0,64273	0,84154	0,07759	0,28025	0,35784	-0,12122	0,35784	-0,12122	0,28025	0,35784	0,35784	-0,12122	-0,36248	-0,36248	-0,36248	-0,36248
42,66527	42,67102	0,39465	1,03293	1,42758	0,15575	0,46554	0,62129	-0,23890	0,62129	-0,23890	0,46554	0,62129	0,62129	-0,23890	-0,56739	-0,56739	-0,56739	-0,56739
47,63513	47,61738	0,75264	1,56862	2,32126	0,25999	0,73188	0,99187	-0,49265	0,99187	-0,49265	0,73188	0,99187	0,99187	-0,49265	-0,83674	-0,83674	-0,83674	-0,83674
52,62452	52,65278	1,29088	2,26338	3,55426	0,49704	1,04516	1,54220	-0,79384	1,54220	-0,79384	1,04516	1,54220	1,54220	-0,79384	-1,21822	-1,21822	-1,21822	-1,21822
57,59178	57,63283	2,14241	2,95907	5,10148	0,90599	1,51286	2,41885	-1,23642	2,41885	-1,23642	1,51286	2,41885	2,41885	-1,23642	-1,44621	-1,44621	-1,44621	-1,44621
62,55974	62,64937	3,03039	3,66663	6,69702	1,69467	2,07181	3,76648	-1,33572	3,76648	-1,33572	2,07181	3,76648	3,76648	-1,33572	-1,59482	-1,59482	-1,59482	-1,59482
67,52546	67,63760	3,91509	4,13736	8,05245	3,09983	2,76435	5,86418	-0,81526	5,86418	-0,81526	2,76435	5,86418	5,86418	-0,81526	-1,37301	-1,37301	-1,37301	-1,37301
72,51918	72,64139	4,82978	4,35695	9,18673	5,28757	3,75483	9,04240	0,45779	9,04240	0,45779	3,75483	9,04240	9,04240	0,45779	-0,60212	-0,60212	-0,60212	-0,60212
77,47021	77,57495	5,87999	4,21128	10,09127	8,29819	4,60873	12,90692	2,41820	12,90692	2,41820	4,60873	12,90692	12,90692	2,41820	0,39745	0,39745	0,39745	0,39745
82,37394	82,49547	5,41114	3,34521	8,75635	10,40845	4,61975	15,02820	4,99731	15,02820	4,99731	4,61975	15,02820	15,02820	4,99731	1,27454	1,27454	1,27454	1,27454
88,67483	89,21947	5,37902	2,65758	8,03660	15,33326	5,42008	20,75334	9,95424	20,75334	9,95424	5,42008	20,75334	20,75334	9,95424	2,76250	2,76250	2,76250	2,76250
	Total	33,36753	31,76656	65,13409	46,07337	27,63606	73,70943	12,70584	73,70943	12,70584	27,63606	73,70943	73,70943	12,70584	4,13050	4,13050	4,13050	4,13050

TABLEAU 7 : REPRODUCTION DES NOMBRES DE DÉCÉDÉS PAR GROUPE D'ÂGE ET DE LEUR SOMME DE LA TABLE DE MORTALITÉ ABRÉGÉE DE 1990 DE LA POPULATION FÉMININE HONGROISE

Groupe d'âge (années) $x, x+n$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)=(3)+(4)	(6)=(2)+(5) $=n \cdot d_x^{(F)}$
0		0,01315	-0,00286	0,00289	0,00003	0,01318
1-4		0,00170	0,00000	0,00001	0,00001	0,00171
5-9		0,00139	0,00001	0,00000	0,00001	0,00140
10-14		0,00104	0,00000	0,00000	0,00000	0,00104
15-19		0,00199	-0,00005	0,00006	0,00001	0,00200
20-24		0,00254	-0,00009	0,00012	0,00003	0,00257
25-29		0,00354	-0,00013	0,00018	0,00005	0,00359
30-34		0,00576	-0,00027	0,00041	0,00014	0,00590
35-39		0,00917	-0,00050	0,00083	0,00033	0,00950
40-44		0,01380	-0,00093	0,00169	0,00076	0,01456
45-49		0,01921	-0,00164	0,00326	0,00162	0,02083
50-54		0,02588	-0,00247	0,00588	0,00341	0,02929
55-59		0,03484	-0,00293	0,01006	0,00713	0,04197
60-64		0,04580	-0,00135	0,01567	0,01432	0,06012
65-69		0,05932	0,00562	0,02176	0,02738	0,08670
70-74		0,07524	0,02175	0,02749	0,04924	0,12448
75-79		0,08687	0,04463	0,03488	0,07951	0,16638
80-84		0,07944	0,07063	0,03210	0,10273	0,18217
85 et +		0,07893	0,12365	0,03003	0,15368	0,23261
Total		0,55961	0,25307	0,18732	0,44039	1,00000

RÉFÉRENCES

- ANDREEV, EUGENY M., 1982. Method komponent v analize prichin smerti. (Component method applied to life expectancy analysis.) *Vestnik Statistiki (Herald of Statistics)*, no 9, pp. 42–47. (In Russian)
- ARRIAGA, EDUARDO, E., 1984. Measuring and explaining the change in life expectancies. *Demography*, Volume 21, Number 1, pp. 83–96.
- KEYFITZ, N., 1968. *Introduction to the Mathematics of Population*. Reading: Addison-Wesley Publ. Co., 450 p.
- KITAGAWA, E.M., 1955. Components of a difference between two rates. *Journal of the American Statistical Association*.
- KITAGAWA, E.M., 1964. Standardized Comparisons in Population Research. *Demography*, 1(1), pp. 196–315.
- KORCHAK-CHEPURKOVSKIY, YURIY A., 1968. Vliyanie smertnosti v raznykh vozrastakh na uvelichenie sredney prodolzhitel' nosti zhizni. (The influence of mortality at different ages on average life expectancy.) In: *Vosproizvodstvo naseleniya SSSR (Reproduction of the population in USSR)*, Moscow, (In Russian)
- POLLARD, J.H., 1982. The expectation of life and its relationship to mortality. *Journal of the Institute of Actuaries*, 109(2), pp. 225–240.
- POLLARD, J.H., 1988. On the decomposition of Changes in Expectation of Life and Differentials in Life Expectancy. *Demography*, Vol. 25, no. 2, May, pp. 265–276.
- PRESSAT, R., 1985. Contribution des écarts de mortalité par âge à la différence des vies moyennes. *Population*, n° 4–5, pp. 765–780.
- PRESSAT, R., 1995. *Éléments de démographie mathématique*, AIDELF, Paris, pp. 22–26, 279 p.
- VALKOVIČS, E., 1984. L'évolution récente de la mortalité dans les pays de l'Est : Essai d'explication à partir de l'exemple hongrois. *Espace-Populations-Sociétés*, III, pp. 141–168.
- VALKOVIČS, E., 1990. An attempt of decomposition of the differences between the life expectancies at age x (On the basis of abridged Italian life tables of 1972 and 1982). Working Paper 12/90, Dicembre, *I.R.P.*, Roma, 42 p.
- VALKOVIČS, E., 1991. An attempt of decomposition of the differences between the life expectancies at the age x on the basis of Belgian and Hungarian abridged life tables by causes of death. *C.B.G.S. Werkdocument nr. 71*, 47 p.
- VALKOVIČS, E., – Development of mortality in Hungary. Past and recent trends. Budapest, 36 p. (Manuscript)
- VALLIN, J., 1973. *La mortalité par génération en France, depuis 1899*, I.N.E.D. Travaux et Documents, Cahier No 63, P.U.F., Paris, 483 p.
- WUNSCH, G.J.–TERMOTE, M.G., 1988. *Introduction to Demographie Analysis. Principles and Methods*. Plenum Press, New York and London, pp. 7–49, 274 p.
- WUNSCH, G., 1980. Le calcul des années vécues. Problèmes de cohérence dans l'établissement des tables de mortalité. *Population et Famille*, 50–51, pp. 107–117
- WUNSCH, G., 1994. The Life Table : an Overview. *Manuscript*. Presented at the EAPS Conference : Life Tables in Europe : Data, Methods, and Models. Louvain-la-Neuve, April 21–23, 18 p.