

ESTIMATION DE L'EFFECTIF
DES PERSONNES AGEES DE PLUS DE 65 ANS
A FIN 1968 ET FIN 1973

Travail effectué à la demande de la Commission cantonale
chargée d'étudier les problèmes relatifs à la vieillesse

ESTIMATION DE L'EFFECTIF DES PERSONNES AGEES DE PLUS DE 65 ANS,
A FIN 1968 ET FIN 1973

1. DONNEES NECESSAIRES A L'ETABLISSEMENT D'UNE PREVISION

Les effectifs et la structure par âge d'une population à une date déterminée, sont fonction de l'évolution passée - et future, dans le cas des prévisions démographiques - des trois facteurs suivants :

- la fécondité,
- la mortalité,
- les migrations.

Dans le cas qui nous occupe, l'estimation des effectifs portant, d'une part sur les personnes âgées de plus de 65 ans, d'autre part sur une durée limitée à 10 ans, les seuls facteurs à retenir sont la mortalité et les migrations.

1.1. Données relatives à la mortalité

L'étude précise de l'évolution de la mortalité exige un matériel de base de qualité et des calculs d'une grande finesse. En fait, dans la pratique, il est rare que l'on puisse travailler avec des données ayant les qualités requises; ou bien les statistiques de décès et de l'état de la population ne sont qu'approchées, ou bien les groupes étudiés sont si petits que des calculs approfondis n'ont plus leur raison d'être. On se contente alors de déterminer, d'une manière approchée, des quotients de mortalité dont la qualité est largement suffisante.

Dans le cas du canton de Genève, on se heurte aux difficultés suivantes :

- antérieurement à 1960, état de la population par sexe et âge connu seulement aux années de recensement,
- absence d'un double classement, - année de naissance et âge au moment de l'évènement, - des décédés antérieurs à 1961,
- faiblesse des effectifs des groupes à étudier.

Nous avons utilisé la documentation suivant, disponible au Bureau cantonal de statistique :

- état de la population : structure par sexe et année de naissance, d'une part aux recensements fédéraux de 1941 et 1950, d'autre part au 31 décembre des années 1960 à 1962,
- décès selon le sexe et la classe d'âges au moment de l'évènement pour les années 1940/43, 1949/52 et 1960/63.

Les données concernant les années quarante et cinquante ont été utilisées pour l'élaboration d'une hypothèse relative à l'évolution future de la mortalité.

1.2. Données relatives aux migrations

Le mouvement migratoire peut jouer un rôle très important dans l'évolution de la structure par sexe et par âge d'une population. Dans le cas du canton de Genève, cette influence est particulièrement profonde, puisque du 1er janvier 1958 au 31 décembre 1964, on enregistre un gain migratoire annuel moyen de 7205 personnes, alors que le gain naturel (naissances-décès) annuel moyen ne s'élève qu'à 1214. Depuis 1960, le BCS possède des renseignements assez détaillés sur ce phénomène.

Pour le présent travail, nous avons utilisé les données relatives aux migrations selon le sexe et l'âge, de 1960 à 1963.

* * *

2. UTILISATION DES DONNEES DE BASE

La méthode utilisée consiste à projeter, de cinq en cinq ans, la population répartie par sexe et par classes d'âges quinquennales. Toutes les fonctions utilisées sont donc établies par classes d'âges.

Bien que l'estimation ne porte que sur les personnes âgées de plus de 65 ans au 31 décembre 1973, nous avons pris en considération l'évolution du groupe âgé de 50 à 54 ans au 31 décembre 1963; ces personnes auront donc un âge compris entre 60 et 64 ans au 31 décembre 1973. Cette manière de faire nous a paru opportune en examinant la structure du gain migratoire des personnes de plus de 50 ans.

2.1. Données relatives à la mortalité

Les fonctions à prendre en considération dans la suite des calculs sont les suivantes :

- 1) m_x , taux de mortalité correspondant à un âge ou groupe d'âges donnés.
- 2) q_x , quotient de mortalité pour un intervalle d'âge donné.
- 3) l_x , nombre de survivants d'âge donné sur un nombre initial présumé, à un âge quelconque, le plus souvent l'âge 0 (naissance).
- 4) d_x , nombre de décès survenus dans l'intervalle d'âge donné.
- 5) L_x , nombre d'années vécues collectivement par les survivants dans un intervalle d'âge donné.
- 6) P_x , taux de survie d'un groupe d'âges au groupe immédiatement supérieur.
- 7) T_x , nombre collectif d'années que les survivants d'âge donné ont encore à vivre.
- 8) e_x^0 espérance de vie d'un individu d'âge donné.

Dans tous ces symboles, l'indice x dénote l'âge.

Puisqu'il s'agit ici de table de mortalité abrégée par groupes d'âges quinquennaux, x indique soit la limite inférieure d'un groupe d'âges, soit le groupe d'âges entier selon la nature de la fonction considérée.

Tableau 1 : CANTON DE GENEVE - Fonctions biométriques 1940/43

Sexe - Age	q_x	l_x	d_x	L_x	P_x	T_x	e_x^o
SM							
50	0,06 760	10 000	676	48 310	0,9 183	216 112	21,6
55	09 680	9 324	903	44 363	8 780	167 802	18,0
60	14 985	8 421	1 262	38 950	8 243	123 439	14,7
65	20 609	7 159	1 475	32 108	7 594	84 489	11,8
70	28 416	5 684	1 615	24 383	6 530	52 381	9,2
75	43 482	4 069	1 769	15 923	5 326 ⁽²⁾	27 998	6,9
80	1,00 000 ⁽¹⁾	2 300	2 300 ⁽¹⁾	12 075 ⁽¹⁾	3 186 ⁽²⁾	12 075	5,3
SF							
50	0 04 628	10 000	463	48 843	0,9 480	254 606	25,4
55	05 794	9 537	553	46 303	9 302	205 763	21,6
60	08 240	8 984	740	43 070	8 911	159 460	17,7
65	13 784	8 244	1 136	38 380	8 371	116 390	14,1
70	19 208	7 108	1 365	32 128	7 417	78 010	11,0
75	34 025	5 743	1 954	23 830	6 907 ⁽²⁾	45 882	8,0
80	1,00 000 ⁽¹⁾	3 789	3 789 ⁽¹⁾	22 052 ⁽¹⁾	3 719 ⁽²⁾	22 052	5,8

(1) 80 +

(2) Estimation d'après les tables types de mortalité ONU

Tableau 2 : CANTON DE GENEVE - Fonctions biométriques 1949/52

Sexe - Age	q_x	l_x	d_x	L_x	P_x	T_x	$\frac{O}{O}_x$
SM							
50	0,05 420	10 000	542	48 645	0,9 302	230 135	23,0
55	08 627	9 458	816	42 250	8 967	181 490	19,2
60	12 196	8 642	1 054	40 575	8 500	136 240	15,8
65	18 204	7 588	1 381	34 488	7 790	95 665	12,6
70	26 877	6 207	1 668	26 865	6 817	61 177	9,9
75	38 603	4 539	1 752	18 315	5 566 ⁽²⁾	34 312	7,6
80	1,00 000 ⁽¹⁾	2 787	2 787 ⁽¹⁾	15 997 ⁽¹⁾	3 352 ⁽²⁾	15 997	5,7
SF							
50	0,02 998	10 000	300	49 250	0,9 651	270 688	27,1
55	03 995	9 700	388	47 530	9 428	221 438	22,8
60	07 521	9 312	700	44 810	9 075	173 908	18,7
65	11 121	8 612	958	40 665	8 538	129 098	15,0
70	18 569	7 654	1 421	34 718	7 630	88 433	11,6
75	30 009	6 233	1 870	26 490	6 410 ⁽²⁾	53 715	8,0
80	1,00 000 ⁽¹⁾	4 363	4 363 ⁽¹⁾	27 225 ⁽¹⁾	3 828 ⁽²⁾	27 225	6,2

(1) 80 +

(2) Estimation d'après les tables types de mortalité ONU.

Tableau 3 : CANTON DE GENEVE - Fonctions biométriques 1960/63

Sexe - Age	q_x	l_x	d_x	L_x	P_x	T_x	e_x
SM							
50	0,04 485	10 000	449	48 878	0,9 415	343 431	24,3
55	07 279	9 551	695	46 018	9 096	194 553	20,4
60	10 933	8 856	968	41 860	8 658	148 535	16,8
65	16 212	7 888	1 279	36 243	7 953	106 675	13,5
70	25 562	6 609	1 689	28 823	6 972	70 432	10,7
75	36 617	4 920	1 802	20 095	5 867	41 609	8,5
80	1,00 000 ⁽¹⁾	3 118	3 118 ⁽¹⁾	21 514 ⁽¹⁾	3 493 ⁽²⁾	21 514	6,9
SF							
50	0,02 246	10 000	225	49 438	0,9 718	290 371	29,0
55	03 401	9 775	332	48 045	9 557	240 933	24,6
60	05 510	9 443	520	45 915	9 266	192 888	20,4
65	09 283	8 923	828	42 545	8 778	146 973	16,5
70	15 470	8 095	1 252	37 345	7 960	104 428	12,9
75	26 237	6 843	1 795	29 728	6 745	67 083	9,8
80	1,00 000 ⁽¹⁾	5 048	5 048 ⁽¹⁾	37 355 ⁽¹⁾	3 976 ⁽²⁾	37 355	7,4

(1) 80 +

(2) Estimation d'après les tables types de mortalité ONU

Nous avons calculé des tables de mortalité pour trois périodes différentes, 1940/43, 1949/52 et 1960/63. Les résultats figurent dans les tableaux 1 à 3.

La fonction q_x est la probabilité, pour une personne qui est sur le point d'entrer dans un groupe d'âges, de mourir avant d'avoir atteint la limite supérieure de ce groupe. Par exemple (table SM 40/43) sur 1000 personnes âgées de 65 ans exactement, 206 décéderont avant d'atteindre leur septantième anniversaire. Ces quotients ont été déterminés à partir des taux de mortalité - rapport entre le nombre de décès dans un groupe d'âges et la population moyenne de ce groupe - au moyen de tables de conversion établies par Reed et Merrell⁽¹⁾.

Pour le groupe des personnes âgées de plus de 80 ans, on s'est borné à indiquer la probabilité de décès jusqu'à l'extinction complète du groupe. Cette probabilité est bien entendu égale à 1.

La fonction l_x a été déterminée à partir d'un groupe de 10 000 survivants à l'âge exact 50.

Les décès d_x se calculent à partir de la relation

$$d_x = q_x \cdot l_x$$

Le passage de l_x à L_x est complexe du point de vue mathématique, si l'on recherche une grande exactitude. Néanmoins, quelques procédés arithmétiques simples suffisent amplement si l'on peut se contenter d'estimations approchées; dans l'ensemble les erreurs découlant de cette méthode abrégée sont faibles et même, très souvent, négligeables. Pour les groupes jusqu'à 75-79 ans, on suppose simplement que L_x est égal à cinq fois la moyenne entre l_x et l_{x+5} . Pour le groupe des personnes âgées de plus de 80 ans, nous avons utilisé la relation existant entre l'espérance de vie et les survivants; cette relation, pour une espérance de vie à 80 ans, est la suivante :

$$e_{80}^o = \frac{\sum_{i=81}^{\omega} l_i}{l_{80}} + 0,5$$

(1) L.J. Reed et M. Merrell : "A short Method for Constructing an Abridged Life Table". The American Journal of Hygiene, vol. 30, no. 2 septembre 1939

$$\text{ou} \quad \sum_{81}^{w} l_i = l_{80} (e_{80}^0 - 0,5)$$

Cette équation renferme deux inconnues : la somme des personnes âgées de plus de 80 ans, que nous devons établir, et l'espérance de vie, e_{80}^0 . Le but de travail étant, répétons-le, d'obtenir des ordres de grandeur plutôt que des résultats d'une grande précision, nous avons utilisé les espérances de vie données par les tables suisses de mortalité couvrant les périodes 1939/44, 1948/53 et 1959/61. L'effectif du groupe des personnes de 80 ans et plus s'obtient alors en faisant la somme

$$l_{80} + \sum_{81}^{w} l_i = L_{80}$$

Pour établir les taux de survie P_x à partir des survivants des groupes d'âges (L_x), il suffit de diviser l'une par l'autre des valeurs successives de L_x . Prenons un exemple dans le tableau 3 (table 60/63, SM) en divisant L_{60-65} par L_{55-59} , nous obtenons $P_{55-59} = 0,9096$. En d'autres termes, sur 1000 personnes vivant dans le groupe 55-59 ans, 9096 devraient se trouver en vie, cinq ans plus tard, à des âges compris entre 60 et 64 ans. Une difficulté surgit pour l'élaboration des taux de survie à 75-79 ans et 80 ans et plus. On ne peut en effet déterminer P_{75-79} en divisant L_{80} par L_{75-79} , L_{80} comprenant toutes les personnes âgées de 80 ans et plus(1), P_{80} ne peut être déterminé non plus, faute de données.

La difficulté a été tournée en utilisant les tables types de mortalité établies par l'ONU(2). Des taux types de survie pour différents niveaux de mortalité, ont été estimés par sexe et groupe d'âges quinquennal jusqu'à 75-79 ans et pour le groupe des personnes de 80 ans et plus. En comparant, pour les âges 50 à 70, les taux de survie observés aux taux types de la table, on parvient à déterminer à quel niveau se rattache la mortalité étudiée. On lit ensuite dans la table des valeurs de P_x , pour les âges 75-79 et 80 ans et plus.

(1) Cette remarque n'est pas valable pour les P_{75-79} de la table 1960/63; Ces taux ont en effet été déterminés par la méthode décrite ci-dessus, bien que les données ne figurent pas dans le tableau 3.

(2) Nations Unies, étude démographique no. 25

Tableau 4 : Exemple d'estimation des taux de survie aux âges 75-79 et 80 et plus, au moyen des tables types de mortalité ONU (SF 40/43)

Classe d'âges	Mortalité observée		Mortalité choisie	
	P_x	Niveau de mortalité (table type)	Niveau de mortalité (table type)	P_x (table type)
50-54	0,9480	80	*	*
55-59	9302	85	*	*
60-64	8911	85	*	*
65-69	8371	90	*	*
70-74	7417	90	*	*
75-79	*	*	90	0,6207
80 +	*	*	90	0,3719

La colonne relative à la fonction T_x indique le nombre d'années que les survivants à un âge donné d'une cohorte de 10 000 individus âgés de 50 ans ont encore collectivement à vivre. On calcule les valeurs de T_x en additionnant successivement toutes les valeurs de L_x , en allant de bas en haut.

La dernière fonction, e_x^0 , correspond à l'espérance de vie d'un individu à un âge donné. Elle s'obtient en divisant les valeurs correspondantes de T_x par les valeurs correspondantes de l_x .

2.2. Données relatives aux migrations

Les migrations, qui jouent un rôle important dans l'évolution de la structure par sexe et par âge de notre population, ont-elles une influence sur les effectifs des personnes de plus de 50 ans ? Le mouvement migratoire spécifique de notre canton étant surtout le fait de personnes actives, on peut penser, a priori, que les classes d'âges les plus sensibles à son influence sont celles comprises entre 15 et 40 ans environ.

Afin d'apporter une simplification dans les calculs et hypothèses aux migrations, il nous a paru préférable d'étudier le seul gain migratoire et non les séries relatives aux composantes de ce gain (immigrés et émigrés).

Nous avons porté au tableau 5, le gain du mouvement migratoire de l'année 1963, par groupes d'années de naissance; 76,4% des personnes composant le gain migratoire ont un âge compris entre 15 et 34 ans, et 2,6% seulement sont âgés de 50 ans et plus.

Tableau 5 : Gain du mouvement migratoire extérieur du canton, selon la classe d'âges, en 1963 (pour mille)

Année de naissance	Age à la fin de l'année	Gain %	Année de naissance	Age à la fin de l'année	Gain %
1963	0	-1	1912-1909	50-54	16
1962-1959	1-4	13	1908-1904	55-59	11
1958-1954	5-9	40	1903-1899	60-64	-1
1953-1949	10-14	32	1898-1894	65-69	-1
1948-1944	15-19	249	1893-1889	70-74	0
1943-1939	20-24	305	1888-1884	75-79	1
1938-1934	25-29	133	1883-1879	80-84	0
1933-1929	30-34	77	1878-1874	85-89	0
1928-1924	35-39	59	1873 et avant	90 +	0
1923-1919	40-44	47	Inconnue	-	1
1918-1914	45-49	20	T O T A L		1000

Le tableau ci-dessus, s'il nous permet de constater la faible proportion des personnes de 50 ans et plus participant au gain migratoire, ne nous renseigne pas sur l'influence directe que ce gain a sur les effectifs de la population résidente âgée de 50 ans et plus.

Afin de pouvoir chiffrer cette influence, le gain migratoire des années 1960 à 1963, par sexe et classe d'âges, a été comparé aux effectifs des classes d'âges correspondantes de la population résidente au 31 décembre. On constate que le gain migratoire annuel moyen, par sexe, pour un groupe d'âges quelconque au-dessus de 50 ans, ne représente qu'un très faible pourcentage de l'effectif du groupe d'âges correspondant résidant en fin d'année (voir tableau 6). Le groupe des personnes âgées de 60 ans et plus peut pratiquement être assimilé à un groupe fermé (sans migration), alimenté seulement par les individus atteignant leur soixantième anniversaire.

Tableau 6 : Pourcentage du gain migratoire annuel moyen par rapport à la population résidente d'âge correspondant en fin d'année, selon le sexe et la classe d'âges - 1960/63

Classe d'âges	Pourcentage du gain migratoire	
	SM	SF
50-54	1,1	0,6
55-59	0,5	0,5
60-64	0,0	- 0,1
65-69	0,0	- 0,1
70-74	- 0,2	- 0,1
75-79	- 0,2	0,1
80 +	- 0,1	- 0,2

* * *

3. HYPOTHESES DE TRAVAIL

La formulation de certaines hypothèses relatives à la population de base, l'évolution de la mortalité et l'importance de la migration nous a semblé nécessaire.

3.1. Hypothèses relatives à la population de base

Les renseignements les plus récents relatifs à la population résidente du canton, selon le sexe et la classe d'âges, en notre possession au début du présent travail concernaient l'état au 31 décembre 1963. Cette population a donc été choisie comme population de base, à projeter de cinq ans en cinq ans, jusqu'à fin 1973. Pour les années intermédiaires, les effectifs ont été déterminés par intrapolation. Pour l'année 1964, l'état de la population résidente au 31 décembre, découlant de la statistique progressive, ayant pu être déterminé à temps, ce sont ces données qui figurent dans le tableau général des résultats.

3.2. Hypothèses relatives à la mortalité

Lors de l'établissement de prévisions démographiques, il est absolument nécessaire de tenir compte des tendances futures de la fécondité et de la mortalité. En règle générale, l'évolution future est fonction de l'évolution passée; ni la fécondité, ni la mortalité ne subissent de renversements de tendance brutaux.

Rappelons que dans le cas qui nous occupe, seule la mortalité nous intéresse.

Dans une prévision à moyen terme, comme celle dont le présent travail fait l'objet, il est bien évident que la mortalité ne sera pas très différente, dans cinq ou dix ans, de ce qu'elle est actuellement. Une des hypothèses à envisager est donc de supposer que la mortalité va rester semblable à son niveau actuel, au cours des dix années prochaines.

Une autre hypothèse acceptable est de déterminer l'évolution du niveau de la mortalité au cours des années passées, et de prolonger cette tendance dans les années à venir.

Nous avons estimé cette évolution par le biais de P_x , taux de survie d'un groupe d'âges au suivant, calculés pour les périodes 1940/43, 1949/52 et 1960/63 (voir tableaux 1 à 3). L'évolution constatée est une hausse générale de la valeur des P_x , donc une baisse de la mortalité. En admettant une évolution semblable jusqu'à fin 1978, nous avons déterminé des P_x , valables pour la période 1969/73, légèrement supérieure aux taux actuels; l'évolution la plus sensible est repérable aux âges les plus élevés (voir tableau 8).

En définitive, nous avons adopté les hypothèses suivantes :

- 1) prévisions pour les périodes 1964/68 et 1969/73 calculées avec une mortalité constante, égale à la mortalité estimée pour la période 1960/63 (voir tableau 11).
- 2) A titre indicatif, une seconde prévision, au 31 décembre 1978 seulement, admettant un niveau de mortalité égal à celui de 1960/63 pour la période 1964/68 et un niveau tenant compte de l'évolution à la baisse pour la période 1969/73 (voir tableau 12).

Tableau 8 : Estimation des taux de survie P pour la période 1969/73, compte tenu de l'évolution du niveau de la mortalité 1940 à 1963, selon le sexe et la classe d'âges

Classe d'âges	SM	SF
50-54	0 9 474	0 9 778
55-59	9 177	9 622
60-64	8 804	9 558
65-69	8 046	8 883
70-74	7 088	8 103
75-79	6 013	6 889
80 +	3 575	4 044

3.3. Hypothèses relatives aux migrations

Nous avons vu (2.2., tableau 6) que le gain migratoire n'exerçait qu'une influence très modeste sur la structure de la population âgée de 50 ans et plus. Nous avons admis, comme hypothèse simplificatrice, que le gain migratoire des personnes de 60 ans et plus était nul durant les dix années de la projection. Nous avons par contre retenu un gain migratoire pour les groupes d'âges 50-54 ans et 55-59 ans, pour les deux sexes, déterminé comme suit : l'intervalle type de la projection étant de cinq ans, les personnes ayant un âge compris entre x et $(x+4)$ ^{au début de} ~~à la fin de~~ l'année 0, auront un âge compris entre $(x+5)$ et $(x+9)$ à la fin de l'année 4; pour tenir compte de ce fait, nous avons estimé un coefficient de migration, a , dont la valeur a été calculée en prenant la moyenne arithmétique des pourcentages du gain migratoire annuel moyen des deux groupes d'âges consécutifs, multipliée par 5 (puisque l'intervalle est de 5 ans).

En appliquant ce coefficient, dont les valeurs sont données au tableau 9, à la population moyenne de deux groupes d'âges consécutifs, on obtient la valeur, en nombres absolus, du gain migratoire.

Tableau 9 : Coefficient de migration, a , selon le sexe et la classe d'âges

Classe d'âges (au début d'une période quin- quennale)	SM	SF
50-54	0,0400	0,0275
55-59	0,0125	0,0100

Nous avons également tenu compte de la mortalité des personnes composant le gain migratoire. Si l'on peut admettre qu'elles ont une mortalité semblable à celle de la population déjà "en place", on ne peut pas leur appliquer les taux de survie calculés précédemment, ceux-ci étant valables pour les personnes soumises pendant cinq années consécutives au risque de mortalité. Si l'on accepte comme hypothèse que le gain migratoire se répartit également sur les cinq années de la période type, chaque personne faisant partie du gain aura vécu pendant 2,5 années dans le canton, et,

par conséquent, aura été soumis au risque de mortalité pendant 2,5 années; d'où la nécessité d'estimer un nouveau taux de survie, P'_x , applicable au gain migratoire.

Soit Q_x , la probabilité de décès entre deux groupes d'âges consécutifs, avec $Q_x = 1 - P_x$. Pour une mortalité diminuée de moitié, $Q_x/2$, on aura, comme valeur de P'_x , exprimée en fonction de P_x .

$$P'_x = \frac{1 + P_x}{2}$$

Tableau 10 : Estimation de P'_x , taux de survie applicable au gain migratoire, selon le sexe et la classe d'âges

Classe d'âges	1ère hypothèse ⁽¹⁾		2ème hypothèse ⁽¹⁾	
	SM	SF	SM	SF
50-54	0,9708	0,9859	*	*
55-59	9548	9779	0,9589	0,9811

(1) Voir hypothèses relatives à la mortalité (3.2)

* * *

4. RESULTATS

Nous sommes maintenant en possession de tous les éléments nous permettant d'établir notre prévision.

Le processus du calcul est le suivant :

A partir de la population de base, répartie par sexe et par classe d'âges (31.12.63), on calcule le nombre des survivants, de cinq en cinq ans, en appliquant aux effectifs initiaux les taux de survie correspondants.

Pour les groupes d'âges 50-54 ans et 55-59 ans, une formule spéciale doit être utilisée, afin de tenir compte de la migration. Pour établir cette formule, posons :

${}_0S_x$	Survivants du groupe d'âges x , à l'époque 0
${}_5S_{x+5}$	Survivants du groupe d'âges $(x+5)$ à l'époque 5 (groupe fermé)
${}_5R_{x+5}$	Survivants du groupe d'âges $(x+5)$ à l'époque 5 (groupe ouvert)
I_x	Gain migratoire entre 0 et 5, groupes d'âges x à $(x+5)$
P_x	Probabilité de survie d'un groupe d'âges au groupe immédiatement supérieur
P'_x	Probabilité de survie applicable au gain migratoire
a	Coefficient exprimant la proportion du gain migratoire par rapport à la population moyenne de deux groupes d'âges consécutifs

On a les équations suivantes :

$$(1) \quad {}_5S_{x+5} = {}_0S_x \cdot P_x$$

$$(2) \quad {}_5R_{x+5} = {}_5S_{x+5} + I_x \cdot P'_x$$

$$(3) \quad I_x = a \left(\frac{{}_5R_{x+5} + {}_0S_x}{2} \right)$$

Remplaçons I_x dans (2)

$$(4) \quad 5^R_{x+5} = 5^S_{x+5} + a \left(\frac{5^R_{x+5} + 5^S_x}{2} \right)$$

il vient :

$$(5) \quad 5^R_{x+5} = \frac{5^S_x (2P_x + a \cdot P'_x)}{2 - a \cdot P'_x}$$

formule exprimant l'effectif de la population du groupe d'âges $x+5$, compte tenu du gain migratoire, en fonction de l'effectif du groupe d'âges x , cinq ans plus tôt.

Les résultats sont présentés aux tableaux 11 et 12.

* * *

Tableau 11 : CANTON DE GENEVE - Population âgée de 65 ans et plus, selon le sexe et la classe d'âges, de 1963 à 1973 (Hypothèse admise : mortalité constante jusqu'à fin 1973)

Situation au 31 décembre

Sexe Classe d'âges	1963 ⁽¹⁾	1964 ⁽¹⁾	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973
SM											
65-69	4 790	4 920	5 045	5 172	5 300	5 427	5 590	5 753	5 915	6 078	6 241
70-74	3 373	3 539	3 547	3 635	3 722	3 809	3 910	4 012	4 113	4 215	4 316
75-79	2 135	2 089	2 222	2 265	2 309	2 352	2 413	2 474	2 534	2 595	2 656
80 +	1 686	1 597	1 748	1 780	1 811	1 842	1 875	1 914	1 951	1 987	2 023
TOTAL	11 984	12 145	12 562	12 852	13 142	13 430	13 791	14 153	14 513	14 875	15 236
SF											
65-69	7 200	7 385	7 450	7 575	7 700	7 825	7 948	8 071	8 193	8 316	8 439
70-74	5 622	5 787	5 901	6 041	6 180	6 320	6 430	6 540	6 649	6 759	6 869
75-79	3 972	4 084	4 173	4 274	4 374	4 475	4 586	4 697	4 809	4 920	5 031
80 +	3 695	3 896	3 876	3 967	4 057	4 148	4 252	4 356	4 459	4 563	4 667
TOTAL	20 489	21 152	21 400	21 857	22 311	22 768	23 216	23 664	24 110	24 558	25 006
ENSEMBLE											
65-69	11 990	12 305	12 495	12 747	13 000	13 252	13 538	13 824	14 108	14 394	14 680
70-74	8 995	9 326	9 448	9 676	9 902	10 129	10 340	10 552	10 762	10 974	11 185
75-79	6 107	6 173	6 395	6 539	6 683	6 827	6 999	7 171	7 343	7 515	7 687
80 +	5 381	5 493	5 624	5 747	5 868	5 990	6 130	6 270	6 410	6 550	6 690
TOTAL	32 473	33 297	33 962	34 709	35 453	36 198	37 007	37 817	38 623	39 433	40 242

(1) Nombres observés, résultats de la statistique progressive cantonale

Tableau 12 : CANTON DE GENEVE - Population âgée de 65 ans et plus, selon le sexe et la classe d'âges en 1978 (Hypothèse admise : baisse de la mortalité pour la période 1969/72)
 Situation au 31 décembre

Classe d'âges	SM	SF	TOTAL
65-69	6 346	8 523	14 869
70-74	4 367	6 951	11 318
75-79	2 700	5 121	7 821
80 +	2 073	4 760	6 833
TOTAL	15 486	25 355	40 841