

DEPARTEMENT DE L'INSTRUCTION PUBLIQUE
DE LA REPUBLIQUE ET CANTON DE GENEVE

EVOLUTION DES EFFECTIFS SCOLAIRES
ET BESOINS EN MAITRES

lère partie : Evolution probable de la population en âge
de scolarité

Juin 1962

BUREAU CANTONAL DE STATISTIQUE

1. ESTIMATION DE LA POPULATION DE BASE

A défaut des résultats détaillés du recensement de la population au 1^{er} décembre 1960, il s'agissait premièrement d'estimer la population par âge et sexe à une date récente.

Les différentes sources dont on pouvait disposer pour cette estimation étaient de qualité et surtout d'étendue très différentes.

Les résultats par sexe et classe d'âges quinquennale d'un sondage au 1/50^{ème} opéré à partir des fiches individuelles du recensement de 1960 ne pouvaient donner entière satisfaction. Les dimensions réduites de l'échantillon donnaient lieu à une erreur de sondage de l'ordre de 8% pour chaque catégorie. D'autre part, la structure par classe d'âges laissait prévoir certaines difficultés lors de la répartition par âge à l'intérieur des classes.

Un recensement des élèves de l'enseignement enfantin, primaire et secondaire, tant officiel que privé, effectué le 14 avril 1962 par le Service de la recherche sociologique apportait des éléments précieux. Une répartition par sexe, degré scolaire et année de naissance fournissait, au nombre de non-scolarisés près, l'effectif des générations âgées de 7 à 14 ans (scolarité obligatoire).

En revanche, pour les âges inférieurs et supérieurs aux limites de la scolarité obligatoire, il était nécessaire de s'appuyer sur les données du recensement de la population de 1950, sur les éléments du mouvement de la population à partir de 1951 dont on disposait et sur les résultats du sondage du 1.12.1960.

1.1 ESTIMATION DE LA POPULATION DE BASE DE 0 à 6 ANS ET DE 15 à 19 ANS

Les données par sexe et âge du recensement au 1^{er} décembre 1950 fournissaient une bonne estimation de la structure par âge au 31 décembre 1950.

En effet, la population du canton de Genève traversait en 1950 une période de relative stabilité et les effectifs au 1^{er} décembre pouvaient par conséquent être reportés tels quels au 1.12.1950.

Toutefois, il a été tenu compte des naissances du mois de décembre, pondérées d'une probabilité de survie dans le premier mois de vie, qui sont venues renforcer l'effectif des enfants d'âge 0. La migration et la mortalité de décembre 1950 ont donc été entièrement négligées, à l'exception de la mortalité relative aux naissances de décembre 1950.

ESTIMATION DE LA POPULATION PAR SEXE ET ANNEE DE NAISSANCE, DE 1950 à 1941, AU 31.12.1950

Année de naissance	H	F	TOT	Année de naissance	H	F	TOT
1950	1148	1035	2183	1945	1257	1210	2467
1949	1088	1057	2145	1944	1306	1274	2580
1948	1160	1158	2318	1943	1240	1291	2531
1947	1153	1143	2296	1942	1208	1175	2383
1946	1253	1179	2432	1941	969	989	1958

Tirées des "Mouvement de la population", les naissances par sexe de 1951 à 1960 venaient compléter ces données de base.

NAISSANCES PAR SEXE, DE 1951 à 1960

Année	H	F	TOT	Année	H	F	TOT
1951	1103	1045	2148	1956	1408	1287	2695
1952	1149	1023	2172	1957	1498	1440	2938
1953	1196	1111	2307	1958	1609	1479	3088
1954	1158	1180	2338	1959	1672	1598	3270
1955	1322	1229	2551	1960	1698	1686	3384

La statistique des décès figurant dans les "Mouvement de la population" a dû être légèrement modifiée pour pouvoir être appliquée aux générations intéressées. A l'exception de l'âge 0, les nombres de décès se rapportaient au sexe et à la classe d'âge et non pas à l'âge. D'autre part, les âges limites s'entendaient au moment du décès ce qui confondait les décès de deux générations. Il a donc fallu premièrement répartir les décès par âge à l'intérieur des classes d'âges à l'aide de la table suisse de mortalité 1948/53. En second lieu, on a procédé à une transformation des données, afin qu'elles puissent être appliquées aux générations, c'est-à-dire aux personnes de même âge à la fin de l'année. On a admis pour ce calcul que les décès à tous les âges se distribuaient régulièrement

entre les âges x et x+1, sauf pour l'âge 0 dont les $\frac{9}{10}$ des décès ont été comptés durant les 6 premiers mois de vie.

En notant Dx les décès de personnes d'âge x d'une même génération et dx les décès de la statistique qui confondaient deux générations, on obtenait :

$$D(x) = \frac{1}{2} d(x-1) + \frac{1}{2} d(x) \text{ pour } x \geq 1$$

et

$$D(0) = \frac{9}{10} d(0) \text{ pour } x = 0$$

L'addition des décès des générations intéressées de 1951 à 1960 donnait les résultats suivants :

ESTIMATION DU NOMBRE DE DECES DE 1951 à 1960 PAR SEXE ET ANNEE DE NAISSANCE

Année de naissance	H	F	TOT	Année de naissance	H	F	TOT
1960	28	29	57	1950	15	8	23
1959	48	24	72	1949	10	6	16
1958	47	31	78	1948	9	4	13
1957	37	31	68	1947	10	3	13
1956	58	32	90	1946	9	3	12
1955	51	39	90	1945	7	3	10
1954	50	38	88	1944	8	4	12
1953	56	33	89	1943	9	4	13
1952	62	32	94	1942	10	4	14
1951	44	32	76	1941	11	4	15

Les données de la statistique progressive cantonale concernant la migration étaient peu nombreuses. Si le gain migratoire par sexe était connu de 1951 à 1961, sa répartition par âge n'existait que pour les années 1960 et 1961.

Le total de ces effectifs pour ces deux années présentait des données distribuées assez régulièrement.

GAIN MIGRATOIRE TOTAL EN 1960/1961 PAR SEXE ET AGE A LA FIN DE L'ANNEE

Age à la fin de l'année	H	F	TOT	Age à la fin de l'année	H	F	TOT
0	9	13	22	10	28	24	52
1	23	26	49	11	20	13	33
2	29	16	45	12	23	7	30
3	29	21	50	13	21	16	37
4	20	27	47	14	8	19	27
5	15	14	29	15	34	149	183
6	25	23	48	16	86	544	630
7	25	23	48	17	60	-239	-179
8	17	19	36	18	226	35	261
9	18	14	32	19	400	306	706

Tous les âges : H : 4920, F : 3369, Tot : 8289

Pour les âges de 15 à 19, correspondant à la période succédant à la scolarité obligatoire dans la plupart des cantons et pays, donc celle des stages et volontariats, on a considéré les proportions

$\frac{\text{Effectifs d'âge } x}{\text{Effectif total des âges } x}$ (sexe masculin)

et $\frac{\text{Effectifs d'âge } y}{\text{Effectif total des âges } y}$ (sexe féminin) comme

constante depuis 1951.

La même hypothèse d'invariance a été admise, en ce qui concerne la proportion globale des enfants de 0 à 14 ans. Toutefois, comme les enfants de cet âge n'immigrent ou n'émigrent généralement qu'accompagnés de leurs parents, on a jugé qu'un ajustement portant sur la répartition des âges et des sexes à l'intérieur de cette proportion

Effectif total de 0 à 14 ans se justifiait.

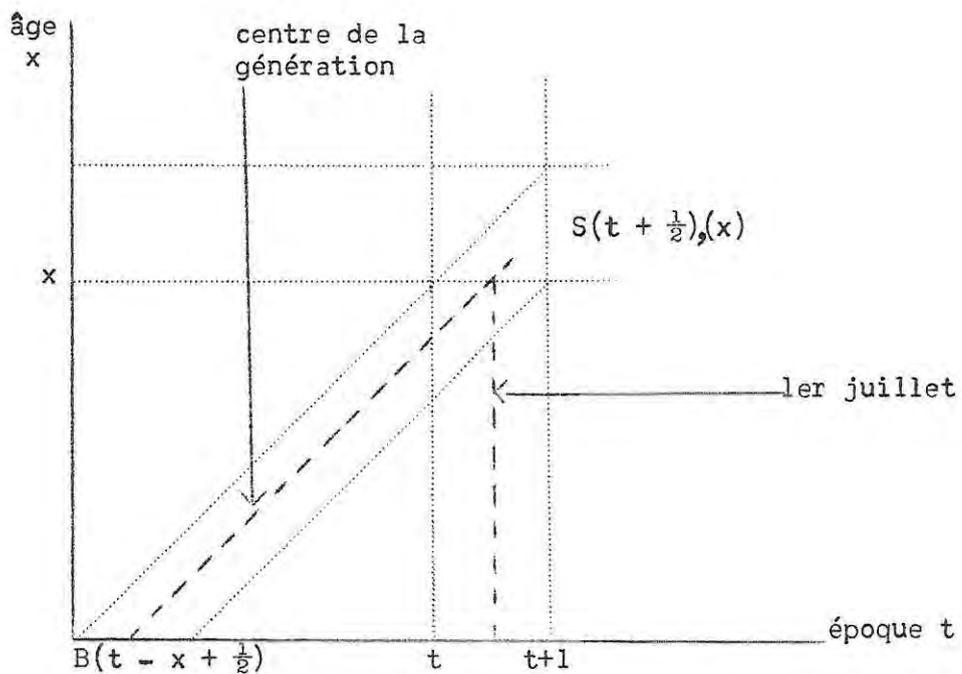
Gain migratoire total

Cette répartition des effectifs par âge semble être le résultat de l'influence de deux éléments : premièrement de la loi de mortalité à laquelle sont soumis les intéressés avant l'époque du mouvement, deuxièmement d'une structure par âge propre aux immigrés ou émigrés (on se déplace plus volontiers avec des enfants en bas âge qu'avec des enfants en âge de scolarité).

Pour dégager l'influence de la mortalité, on a estimé le nombre des naissances correspondant à chaque effectif de 0 à 14 ans, en retenant les hypothèses suivantes :

- les arrivées, les départs et par conséquent le gain migratoire se répartissent régulièrement tout au long de l'année, ce qui revient à dire que tous les mouvements ont lieu en moyenne le premier juillet.
- les naissances et décès se répartissent de la même façon, c'est-à-dire qu'il se produisent en moyenne au 1er juillet.

a/ Pour tous les âges de 1 à 14 ans



Les effectifs d'âge x à l'époque $t + \frac{1}{2}$ (1er juillet), soit $S(t + \frac{1}{2}), (x)$ proviennent de naissances de l'année $t - x + \frac{1}{2}$ soit $B(t - x + \frac{1}{2})$

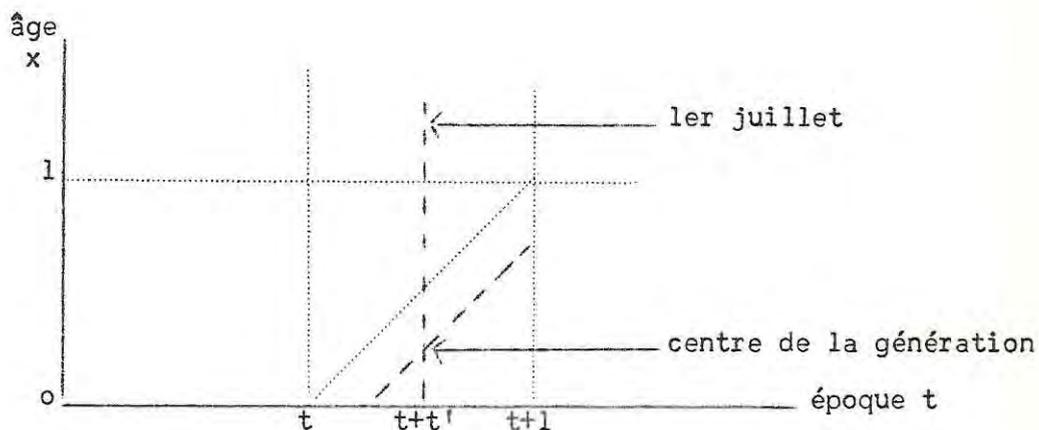
En adoptant une loi de survie appropriée $\frac{l(x)}{l(0)}$, on a

$$B(t - x + \frac{1}{2}) = S(t + \frac{1}{2}) \cdot \frac{l(0)}{l(x)}$$

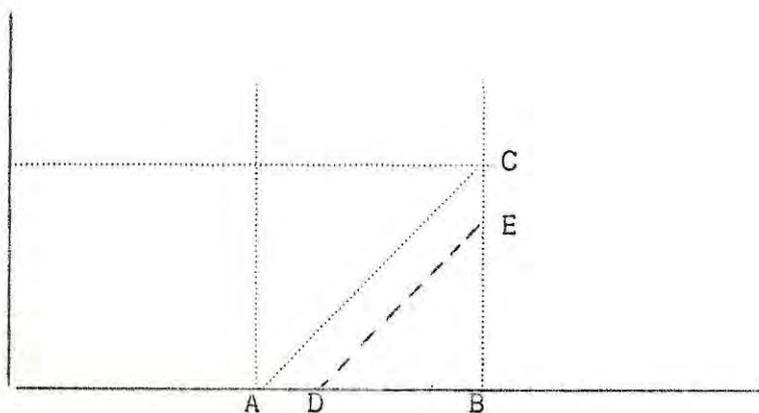
b/ Pour les enfants d'âge 0

Les naissances se répartissent bien tout au long de l'année. Cependant, comme les enfants nés au début de l'année ont une beaucoup plus grande probabilité de se déplacer que ceux qui sont nés en fin d'année, l'âge moyen à la fin de l'année de ce groupe sera en réalité supérieur à 6 mois.

Pour estimer la date de naissance moyenne, on peut faire l'hypothèse que la probabilité de se déplacer est proportionnelle à la durée de vie durant l'année du mouvement. En raisonnant géométriquement, la date de naissance moyenne sera représentée par le point marqué $t + t'$ sur le graphique ci-dessous, point qui détermine une parallèle à la limite supérieure de la génération en cause, parallèle qui figure le centre de cette génération.



et en modifiant les notations comme suit :



L'hypothèse est réalisée lorsque le triangle ABC a une surface double de triangle DBE

$$\frac{\text{triangle ABC}}{\text{triangle DBE}} = 2 = \frac{AB \times BC \times \frac{1}{2}}{(AB-AD) \times (BC-EC) \times \frac{1}{2}}$$

En posant $AB = BC = 1$
et $AD = EC$

$$\text{on a } 2(AD)^2 - 4AD + 1 = 0$$

Soit AD, c'est-à-dire $t' = 0,29$ année = soit environ 3 mois.

En complétant notre hypothèse et en admettant que tous les mouvements d'âge 0 n'ont disposé que de la moitié du temps dont disposaient les mouvements d'autres âges pour se déplacer, on obtient finalement les naissances de la génération complète :

$$B(t + \frac{1}{2}) = \left[S(t + \frac{1}{2}), (3 \text{ mois}) \cdot \frac{1(0)}{1(3 \text{ mois})} \right] \times 2$$

Ce calcul des naissances a été effectué sur la base de la table de mortalité suisse 1948/53, caractérisée par une espérance de vie à la naissance de 64,1 pour les hommes et 68,3 pour les femmes, qui permettait une approximation suffisante des taux de survie des immigrants et émigrés.

ESTIMATION DE LA STRUCTURE PAR AGE DU GAIN MIGRATOIRE, EN L'ABSENCE DE MORTALITE DE LA NAISSANCE AU MOMENT DU MOUVEMENT

Age x/y	Effectifs d'âge x/y		Multiplicateur : $\frac{1}{\text{taux de survie}}$		Naissances correspondantes		
	H	F	H	F	H	F	TOT
0	9(x2)	13(x2)	1,027675	1,021200	18,4	26,5	44,9
1	23	26	1,041059	1,031480	23,9	26,8	50,7
2	29	16	1,043351	1,033452	30,2	16,5	46,7
3	29	21	1,044921	1,034789	30,3	21,7	52,0
4	20	27	1,046222	1,035775	20,9	27,9	48,8
5	15	14	1,047350	1,036580	15,7	14,5	30,2
6	25	23	1,048327	1,037258	26,2	23,8	50,0
7	25	23	1,049174	1,037828	26,2	23,8	50,0
8	17	19	1,049945	1,038324	17,8	19,7	37,5
9	18	14	1,050651	1,038777	18,9	14,5	33,4
10	28	24	1,051325	1,039209	29,4	24,9	54,3
11	20	13	1,052000	1,039641	21,0	13,5	34,5
12	23	7	1,052709	1,040084	24,2	7,2	31,4
13	21	16	1,053463	1,040561	22,1	16,6	38,7
14	8	19	1,054318	1,041070	8,4	19,7	28,1

Après l'élimination de l'influence du facteur mortalité, on a procédé à l'ajustement d'une droite de tendance pour le total des deux sexes pour éliminer au maximum les écarts accidentels. Remarquons que cette droite ne représente la structure par âge due au phénomène d'immigration et d'émigration qu'au cas où les naissances des générations en cause sont constantes. Si tel n'est pas le cas, ce qui est probable, la pente de la droite est la résultante de deux facteurs, le caractère de la migration et l'évolution du nombre de naissances.

En tout état de cause, l'ajustement d'une droite se justifie davantage pour des données qui sont le résultat de l'évolution des naissances d'une part et d'une structure par âge particulière et probablement régulière d'autre part que pour des données présentant à priori l'allure caractéristique d'une table de survivants.

Les effectifs ajustés des naissances (droite de pente - 1,163) ont été ensuite distribués par sexe d'après un taux de masculinité de 0,513 puis pondérés par le taux de survie correspondant à l'âge au moment du mouvement (c'est-à-dire par l'inverse du multiplicateur).

En exprimant les résultats en % du gain migratoire total pour les âges 0 à 14 et en % du gain par sexe pour les âges de 15 à 19, on a obtenu finalement les résultats suivants :

ESTIMATION DE LA STRUCTURE TYPE PAR SEXE ET AGE DU GAIN MIGRATOIRE DE 1951 à 1959, EN POUR MILLE

Age au 31.12.	H % gain total	F % gain total
0	1,52	1,46
1	2,93	2,81
2	2,85	2,74
3	2,77	2,67
4	2,71	2,59
5	2,64	2,53
6	2,57	2,46
7	2,50	2,40
8	2,42	2,33
9	2,35	2,27
10	2,28	2,20
11	2,22	2,14
12	2,15	2,06
13	2,08	1,99
14	2,00	1,93
-----	-----	-----

Age au 31.12.	H ‰ gain masc.	F ‰ gain fém.
15	6,91	44,23
16	17,48	161,47
17	12,20	70,94
18	45,90	10,39
19	81,30	90,83

Ces proportions ont permis de distribuer par sexe et âge les gains migratoires annuels de 1951 à 1959. En y ajoutant les données réelles de 1960 en en calculant les totaux pour les générations en cause, on a obtenu l'estimation désirée.

ESTIMATION DU GAIN MIGRATOIRE DE 1951 à 1960 PAR SEXE ET ANNEE DE NAISSANCE

Année de naissance	H	F	TOT	Année de naissance	H	F	TOT
1960	8	15	23	1950	126	124	250
1959	39	43	82	1949	122	114	236
1958	73	65	138	1948	115	102	217
1957	78	55	133	1947	132	111	243
1956	92	87	179	1946	114	106	220
1955	90	79	169	1945	142	240	382
1954	105	98	203	1944	173	770	943
1953	103	104	207	1943	179	483	662
1952	101	118	219	1942	313	313	626
1951	113	113	226	1941	641	769	1410

Le nombre de survivants au 31.12.1960 des générations de 1960 à 1941 donc d'âge 0 à 19 a été ensuite calculé sur la base des effectifs estimés au 31.12.1950 et des naissances de 1951 à 1960 par simple addition du gain migratoire et soustraction des décès.

Pour améliorer la précision des données obtenues, on a reconnu alors aux résultats du sondage effectué sur les fiches individuelles du recensement fédéral au 1er décembre 1960, auxquels a été ajouté le gain démographique de décembre 1960, ce qui a permis d'obtenir une situation par sexe et classe d'âges quinquennale au 31.12.1960. Toutefois, comme l'erreur théorique de sondage était assez élevée et que la répartition par sexe présentait des anomalies inexplicables, seule la distribution par classe d'âge a été retenue.

./.

Les proportions par sexe et âge obtenues sur la base du mouvement démographique estimé de 1951 à 1960 ont permis de distribuer les résultats du sondage selon la classe d'âges, conformément au tableau ci-dessous :

CALCUL DES EFFECTIFS PAR SEXE ET AGE AU 31.12.1960, SUR LA BASE DU MOUVEMENT DEMOGRAPHIQUE DE 1951 à 1960 POUR LA REPARTITION DES SEXES ET AGES A L'INTERIEUR DES TOTAUX QUINQUENNAUX ET SUR LA BASE DU SONDEGE POUR L'IMPORTANCE DES TOTAUX QUINQUENNAUX

Année de naissance	Age au 31.12.60	Effectifs obtenus sur la base du mouv. démographique		Résultats du sondage pour le total des sexes H+F	Estimation des effectifs au 31.12.1960 (x rapport tot. quinq.)		
		H (H+F)	F		H	F	TOT
1960	0	1672	1678	-	1580	1586	3166
1959	1	1617	1663	-	1528	1572	3100
1958	2	1513	1635	-	1430	1545	2975
1957	3	1464	1539	-	1383	1454	2837
1956	4	1342	1442	-	1268	1363	2631
	0-4		15565		14709	7189	7520 14709
1955	5	1269	1361	-	1417	1519	2936
1954	6	1240	1213	-	1384	1354	2738
1953	7	1182	1243	-	1319	1388	2707
1952	8	1109	1188	-	1238	1326	2564
1951	9	1126	1172	-	1257	1308	2565
	5-9		12103		13510	6615	6895 13510
1950	10	1151	1259	-	1260	1378	2638
1949	11	1165	1200	-	1276	1314	2590
1948	12	1256	1266	-	1375	1386	2761
1947	13	1251	1275	-	1370	1396	2766
1946	14	1282	1358	-	1404	1487	2891
	10-14		12463		13646	6685	6961 13646
1945	15	1447	1392	-	1632	1570	3202
1944	16	2040	1471	-	2300	1659	3959
1943	17	1770	1410	-	1996	1590	3586
1942	18	1484	1511	-	1673	1704	3377
1941	19	1754	1599	-	1978	1803	3781
	15-19		15878		17905	9579	8326 17905

Comme la statistique progressive fournissait d'une manière précise le mouvement démographique de l'année 1961, on a calculé les survivants une année plus tard, dont on n'a retenu que les effectifs de moins de 7 ans et ceux de plus de 15 ans, réservant l'estimation des autres âges à la méthode consistant à prendre comme base les effectifs scolaires.

ESTIMATION DES EFFECTIFS PAR SEXE ET AGE DE 0 à 6 ANS ET DE 15 à 19 ANS AU 31.12.1961, SUR LA BASE DU MOUVEMENT DEMOGRAPHIQUE DE 1951 à 1961 ET DU SONDAGE AU 1.12.1960.

Année de naissance	Age au 31.12.61	Effectifs au 31.12.1960 d'âge x-1		Gain démographique 1961		Effectifs au 31.12.61		TOT
		H	F	H	F	H	F	
1961	0	-	-	1862	1753	1862	1753	3615
1960	1	1580	1586	-8	1	1572	1587	3159
1959	2	1528	1572	-6	-28	1522	1544	3066
1958	3	1430	1545	3	20	1433	1565	2998
1957	4	1383	1454	-1	12	1382	1466	2848
1956	5	1268	1363	9	10	1277	1373	2650
1955	6	1417	1519	17	18	1434	1537	2971
1946	15	1404	1487	19	137	1423	1624	3047
1945	16	1632	1570	82	523	1714	2093	3807
1944	17	2300	1659	45	-255	2345	1404	3749
1943	18	1996	1590	219	16	2215	1606	3821
1942	19	1673	1704	336	248	2009	1952	3961

1.2 ESTIMATION DE BASE DE LA POPULATION DE 7 à 14 ANS

Pour les effectifs par sexe et année de naissance correspondant aux âges de 7 à 14, on a recouru aux résultats du recensement des élèves de l'enseignement officiel et privé, effectué par le Service de la recherche sociologique le 14 avril 1962.

Pour évaluer les effectifs totaux par sexe et âge, on a admis, sur la base d'enquêtes réalisées en France (voir en particulier les publications de l'INED), que le taux de non scolarisés s'élevait à 1% en moyenne pour tous les âges de la scolarité obligatoire. Cette proportion ajoutée à chaque effectif scolaire a permis de reconstituer la population considérée au 14 avril 1962.

L'établissement de la situation au 31.12.1961 a été obtenue après soustraction des données du mouvement migratoire du 1.1.1962 au 14.4.1962. Il faut signaler toutefois que les chiffres mensuels du mouvement migratoire sont des données "provisoires" qui ne correspondent pas exactement aux périodes mentionnées. En réalité, les arrivées sont enregistrées avec près d'un mois de retard et les départs avec en moyenne une avance de cinq jours. En outre, les enfants qui viennent d'arriver ont un délai de deux semaines pour s'inscrire à l'école. Pour tenir compte de ces éléments, on a tenu compte finalement des arrivées du 1.1. au 30 avril et des départs du 1.1. au 31 mars.

Quant à la mortalité, négligeable à ces âges pour une si courte période, elle n'a pas été prise en considération.

ESTIMATION DES EFFECTIFS PAR SEXE ET AGE DE 7 à 14 ANS AU 31.12.1961, SUR LA BASE DU RECENSEMENT SCOLAIRE DU 14 AVRIL 1962

Année de naissance	Age au 31.12.61	Effectifs au 14.4.62*		Gain migratoire du 1.1.1962 au 14.4.1962		Effectifs au 31.12.1961		
		H	F	H	F	H	F	TOT
1954	7	1389	1360	25	21	1364	1339	2703
1953	8	1371	1324	19	15	1352	1309	2661
1952	9	1305	1234	14	14	1291	1220	2511
1951	10	1239	1231	12	3	1227	1228	2455
1950	11	1333	1273	11	14	1322	1259	2581
1949	12	1304	1320	11	16	1293	1304	2597
1948	13	1316	1318	17	12	1299	1306	2605
1947	14	1310	1275	25	20	1285	1255	2540

*Effectifs scolaires x 101%

En juxtaposant ces résultats aux données établies par le calcul des survivants de 1950 et pondérées par les résultats provisoires du recensement de 1960, on parvient finalement au tableau complet de la situation démographique par sexe et âge de 0 à 19 ans au 31.12.1961, base de la prévision.

ESTIMATION DES EFFECTIFS PAR SEXE ET AGE DE 0 à 19 ANS AU 31.12.1961

Année de naissance	Age au 31.12.61	H	F	TOT	Année de naissance	Age au 31.12.61	H	F	TOT
1961	0	1862	1753	3615	1951	10	1227	1228	2455
1960	1	1572	1587	3159	1950	11	1322	1259	2581
1959	2	1522	1544	3066	1949	12	1293	1304	2597
1958	3	1433	1565	2998	1948	13	1299	1306	2605
1957	4	1382	1466	2848	1947	14	1285	1255	2540
1956	5	1277	1373	2650	1946	15	1423	1624	3047
1955	6	1434	1537	2971	1945	16	1714	2093	3807
1954	7	1364	1339	2703	1944	17	2345	1404	3749
1953	8	1352	1309	2661	1943	18	2215	1606	3821
1952	9	1291	1220	2511	1942	19	2009	1952	3961

L'estimation du degré de précision de ces données appelle quelques remarques.

En ce qui concerne les effectifs d'âge 7 à 14 ans obtenus sur la base du recensement scolaire, on peut admettre que l'erreur provoquée par l'application d'un taux hypothétique de non scolarisés et par le calcul de reconstitution des effectifs au 31.12.61 ne doit pas dépasser l'ordre de 1 à 2% par sexe et âge.

Pour les autres générations, le calcul de la répartition des effectifs par sexe et âge à l'intérieur des résultats par classe d'âges du sondage, doit en revanche augmenter légèrement l'erreur probable de ce dernier (6%) et la porter aux environs de 10% pour un effectif de sexe et d'âge donnés.

2. PROJECTION DE LA POPULATION PAR SEXE ET AGE DE 5 à 19 ANS POUR LES ANNEES 1962 à 1966

Les naissances postérieures au 1.1.1962 n'intéressent pas les générations en âge de scolarité avant 1967 et n'interviennent donc pas dans la projection.

Les effectifs futurs seront donc constitués par les effectifs de base soumis à une certaine loi de mortalité, auxquels viennent s'ajouter chaque année un gain migratoire soumis lui aussi à la mortalité.

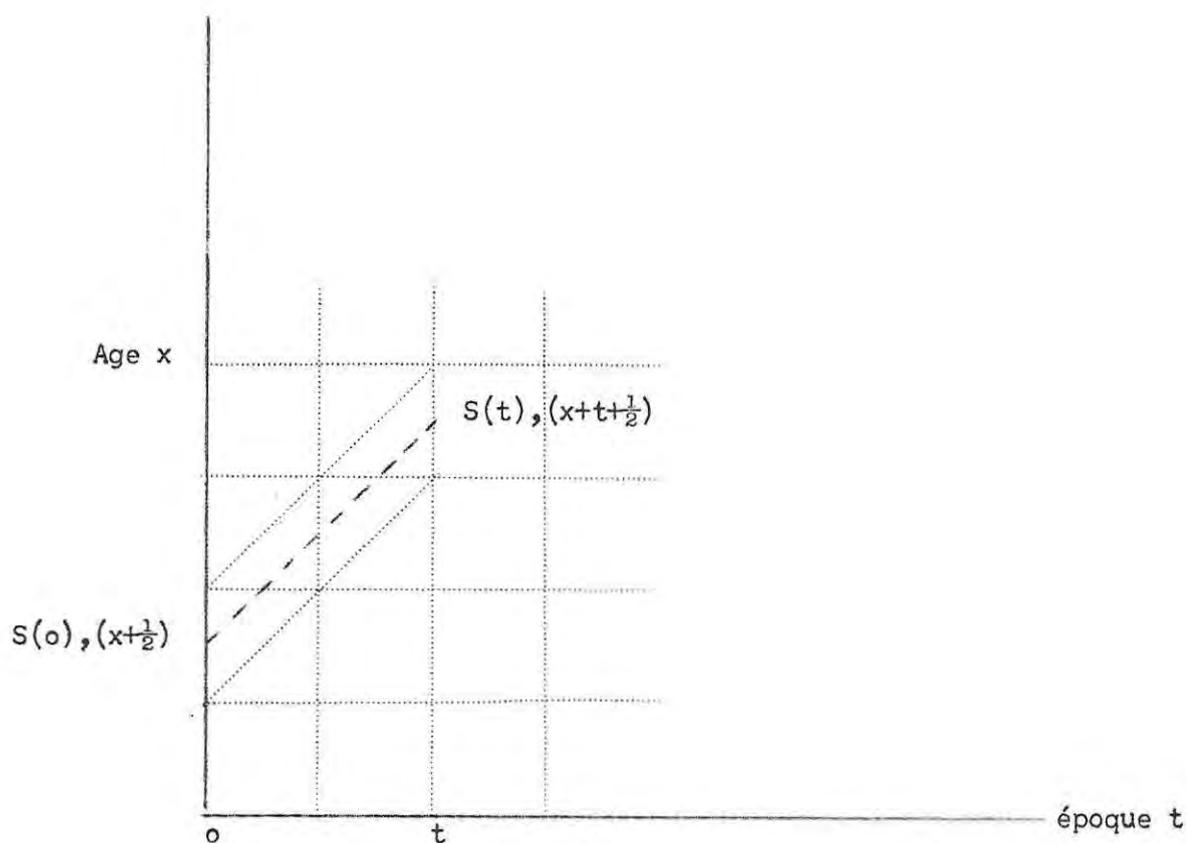
Pour mieux permettre d'apprécier l'importance relative de ces deux éléments, on a préféré examiner leur évolution séparément.

2.1 EVOLUTION DES EFFECTIFS DE BASE

La mortalité a été considérée comme constante et définie par la table suisse de mortalité 1948/1953.

Les effectifs d'une même génération, donc d'un même âge x au 31.12.1961 (appelé époque 0) sont supposés être également répartis à l'intérieur de cet âge x , soit en moyenne d'âge $x + \frac{1}{2}$. Comme le montre le schéma ci-dessous, le nombre de survivants à n'importe quelle époque t est donné par la formule

$$S(t), (x + t + \frac{1}{2}) = S(0), (x + \frac{1}{2}) \cdot \frac{l(x + t + \frac{1}{2})}{l(x + \frac{1}{2})}$$



En particulier, le nombre de survivants d'une année à l'autre s'établit comme suit :

$$S(t+1), (x+t+\frac{1}{2}) = S(t), (x+t+\frac{1}{2}) \cdot \frac{l(x+t+1+\frac{1}{2})}{l(x+t+\frac{1}{2})}$$

L'application des taux de survie propres à chaque sexe a conduit aux résultats suivants :

ESTIMATION DE L'EVOLUTION DES EFFECTIFS PRESENTS AU 31.12.1961, PAR SEXE ET AGE DE 5 à 19 ANS A LA FIN DE CHAQUE ANNEE, DE 1962 à 1966

Age au 31.12.	31.12. 1962		31.12. 1963		31.12. 1964		31.12. 1965		31.12. 1966	
	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
5	1381	1465	1429	1563	1516	1540	1563	1579	1844	1740
6	1276	1372	1380	1464	1428	1562	1515	1539	1561	1578
7	1433	1536	1275	1371	1379	1463	1427	1561	1514	1538
8	1363	1338	1432	1535	1274	1370	1378	1462	1426	1560
9	1351	1308	1362	1337	1431	1534	1273	1369	1377	1461
10	1290	1219	1350	1307	1361	1336	1430	1533	1272	1368
11	1226	1227	1289	1218	1349	1306	1360	1335	1429	1532
12	1321	1258	1225	1226	1288	1217	1348	1305	1359	1334
13	1292	1303	1320	1257	1224	1225	1287	1216	1347	1304
14	1298	1305	1291	1302	1319	1256	1223	1224	1286	1215
15	1284	1254	1297	1304	1290	1301	1318	1255	1222	1223
16	1421	1623	1283	1253	1296	1303	1288	1300	1317	1254
17	1712	2092	1419	1622	1281	1252	1294	1302	1286	1299
18	2342	1403	1710	2091	1417	1621	1279	1251	1292	1301
19	2212	1605	2338	1402	1707	2089	1415	1620	1277	1250

Erreurs probables : Par sexe et âge, pour les générations de 8 à 15 au 31.12.1962, environ 2%

Par sexe et âge, pour les autres générations, environ 10%

2.2 ESTIMATION DU GAIN MIGRATOIRE PROBABLE

Pour estimer le gain migratoire annuel probable de 1962 à 1966, on pouvait adopter deux méthodes légèrement différentes.

La première méthode consistait à procéder à une extrapolation pour chaque sexe sur la base des données annuelles antérieures par sexe. Cette méthode s'appuyait implicitement sur l'idée que les effectifs annuels du gain migratoire pouvait présenter des tendances différenciées pour chaque sexe. Si cette hypothèse ne se justifiait pas pour les enfants de moins de 15 ans qui ne se déplacent en principe qu'avec leurs parents et dont la répartition par sexe doit être à peu près constante, elle se justifiait en revanche en ce qui concerne les âges de 15 et plus durant lesquelles les jeunes gens sont susceptibles de se déplacer seuls en raison de facteurs professionnels ou autres.

Les effectifs d'immigrés et d'émigrés de moins de 15 ans représentaient le centre de nos préoccupations, orientées tout spécialement vers la prévision des effectifs d'enfants en âge de scolarité primaire. C'est donc une deuxième méthode, groupant les deux sexes pour en dégager une seule tendance, qui a été retenue.

On a ainsi procédé à une extrapolation des données annuelles totales du gain migratoire de 1951 à 1961. L'exponentielle qui semblait le mieux caractériser cette tendance a été calculée selon la méthode des moindres carrés (voir annexe). Pour les âges 0 à 14 ans, les effectifs annuels ainsi établis ont été ensuite distribués de la même façon que lors de l'estimation du gain migratoire de 1951 à 1960. A défaut de données par sexe, on a estimé de la même façon les effectifs de 15 ans et plus, contrairement au procédé utilisé précédemment.

L'évaluation de l'erreur probable se révélait difficile, surtout en ce qui concerne cette répartition type des sexes et des âges. C'est pourquoi l'on a admis une marge d'erreur assez étendue autour de la courbe de tendance, avec l'idée d'embrasser du même coup les erreurs probables relatives à la structure par sexe et par âge. Cette marge d'erreur a été déterminée par le plus grand écart observé entre les données réelles de 1951 à 1961, et la courbe ajustée. Cet écart était enregistré en 1958 et se chiffrait à 33%.

La mortalité des effectifs du gain migratoire, soit moins d'une dizaine de décès pour l'ensemble de 1962 à 1966, n'a pas été prise en considération. L'importance de l'erreur probable, environ 33%, rendait d'ailleurs négligeable l'influence de taux annuels de mortalité par âge, de l'ordre de 1/1000.

ESTIMATION DES EFFECTIFS PAR SEXE ET AGE DUS AU GAIN MIGRATOIRE DE 1962 à 1966

Age au 31.12.	31.12. 1962		31.12. 1963		31.12. 1964		31.12. 1965		31.12. 1966	
	H	F	H	F	F	F	H	F	H	F
5	22	21	47	45	75	72	106	102	141	136
6	22	21	46	44	73	70	104	99	137	132
7	21	20	45	43	71	68	101	97	134	128
8	20	20	43	41	70	67	98	94	130	125
9	20	19	42	41	67	64	96	92	127	122
10	19	19	41	39	65	63	92	88	124	119
11	19	18	39	39	63	61	90	87	119	114
12	18	17	39	37	61	60	87	84	116	112
13	17	17	37	35	60	57	84	82	112	108
14	17	16	35	35	57	55	82	78	108	105
15	34	151	55	182	77	217	102	255	132	297
16	87	552	130	757	160	847	192	945	228	1054
17	61	-242	154	286	203	465	240	527	280	594
18	229	35	313	-203	430	329	506	512	572	578
19	406	311	674	376	802	171	966	739	1093	961

Erreur probable par sexe et âge : environ 33%.

2.3 ESTIMATION DE LA POPULATION PAR SEXE ET AGE DE 5 à 19 ANS DU 31.12.1961 AU 31.12.1966

L'addition des résultats de l'évolution des effectifs présents au 31.12.1961 et des résultats du calcul du gain migratoire probable conduit aux données par sexe et âge de 5 à 19 ans prévues de 1962 à 1966.

Il est inutile de préciser que cette prévision n'est valable que dans les limites d'une certaine constance de l'évolution économique générale.

Le tableau récapitulatif des erreurs probables qui suit les résultats doit donc être interprété avec toute la prudence nécessaire et le cas échéant, à la lumière des résultats partiels qui précèdent.

3. POPULATION PAR SEXE ET AGE DE 5 à 19 ANS PREVUE A LA FIN DE CHAQUE ANNEE, DE 1962 à 1966

Age au 31.12	31.12. 1962		31.12. 1963		31.12. 1964		31.12. 1965		31.12. 1966	
	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
5	1403	1486	1476	1608	1591	1612	1669	1681	1985	1876
6	1298	1393	1426	1508	1501	1632	1619	1638	1698	1710
7	1454	1556	1320	1414	1450	1531	1528	1658	1648	1666
8	1383	1358	1475	1576	1344	1437	1476	1556	1556	1685
9	1371	1327	1404	1378	1498	1598	1369	1461	1504	1583
10	1309	1238	1391	1346	1426	1399	1522	1621	1396	1487
11	1245	1245	1328	1257	1412	1367	1450	1422	1548	1646
12	1339	1275	1264	1263	1349	1277	1435	1389	1475	1446
13	1309	1320	1357	1292	1284	1282	1371	1298	1459	1412
14	1315	1321	1326	1337	1376	1311	1305	1302	1394	1320
15	1318	1405	1352	1486	1367	1518	1420	1510	1354	1520
16	1508	2175	1413	2010	1456	2150	1480	2245	1545	2308
17	1773	1850	1573	1908	1484	1717	1534	1829	1566	1893
18	2571	1438	2023	1888	1847	1950	1785	1763	1864	1879
19	2618	1916	3012	1778	2509	2260	2381	2359	2370	2211

ESTIMATION DE L'ERREUR PROBABLE PAR CLASSE D'AGES QUINQUENNALE DE 1962 à 1966

Classe d'ages	31.12. 1962		31.12. 1963		31.12. 1964		31.12. 1965		31.12. 1966	
5-9	±	7,3%	±	9,8%	±	11,1%	±	11,4%	±	11,8%
10-14	±	2,4%	±	2,9%	±	3,4%	±	5,6%	±	7,5%
15-19	±	10,9%	±	11,1%	±	11,3%	±	11,8%	±	11,7%

15 milliers de personnes

AJUSTEMENT DU GAIN MIGRATOIRE 1951 - 1961

A L'AIDE D'UNE EXPONENTIELLE DE LA FORME $y = ab^x$

($a = 3047$ $b = 1,0963$)

$$y' = a(1 + 0,33)b^x$$

$$y = ab^x$$

$$y = a(1 - 0,33)b^x$$

- gain migratoire réel
- exponentielle ajustée
- erreur probable

0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15

51 52 53 54 55 56 57 58 59 60 61 62 63 64 65 66

