

312 (439)

534 (p)

LA POPULATION STANDARD

PAR

CHARLES SCHNELLER,

PROFESSEUR AGRÉGÉ D'UNIVERSITÉ,
PROFESSEUR A L'ÉCOLE DE DROIT DE MISKOLC

30837/

956.12.31.

TIRAGE A PART DU
JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ HONGROISE DE STATISTIQUE
ANNÉE 1930, N° 4.



BUDAPEST

IMPRIMERIE STEPHANEUM S. A.

1931

napló: ua 12577
csoport: _____ szám: _____

~~Dr. POLNER ÖDÖN
KÖNYVTÁRA~~

Mily tisztelettel



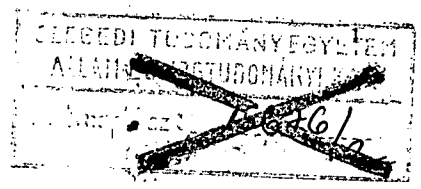
La population standard.¹

Le mouvement de la population a pris partout en Europe pendant le dernier quart de siècle et surtout pendant la guerre une allure si nouvelle qu'on a été nécessairement amené à faire des recherches en vue de prévoir l'aspect démographique de l'avenir, et les transformations profondes qui s'opéreront dans la structure sociale comme conséquence de la natalité diminuée et de la durée moyenne accrue de la vie humaine.

Il y en a peut-être qui pensent que prévoir l'avenir n'est pas une tâche proprement *scientifique* (nous croyons au contraire que les sciences évolueront dans ce sens); quoi qu'il en soit, on peut comprendre psychologiquement, surtout dans les temps de *transition*, que les esprits se tournent vers l'avenir. Il ne faut pas en faire un reproche au statisticien qui observe la succession des phénomènes dans l'espace et dans le *temps*, qui scrute et mesure le présent à la lumière du passé, et l'avenir à la lumière du présent, et dont la science est essentiellement liée à la *comparabilité*, dans le *temps*, des résultats obtenus.

Si, malgré cela, nous envisageons avec un certain scepticisme les efforts tendus à la connaissance de l'avenir, la raison en est bien simple: d'abord, l'attitude et la façon de réagir des masses physiquement et psychiquement si hétérogènes dépendent de causes extrêmement enchevêtrées; ensuite, des causes imprévisibles et exceptionnelles (guerre, mesure législative, crise très grave, etc.) peuvent influencer d'une manière durable et profonde sur les manifestations de la vie sociale, qui, par ailleurs, permettraient de former certaines prévisions. Donc, en admettant même que l'observation des phénomènes collectifs nous conduise à connaître les rapports de cause à effet, et à prévoir ainsi avec quelque probabilité le cours futur des événe-

¹ Conférence faite à la séance du 21 janvier 1930 de la Société Hongroise de Statistique.



ments, nous n'en verrions pas moins des obstacles insurmontables se dresser devant nous dans l'impossibilité que nous sommes de prévoir la nature, le lieu et l'époque des facteurs de perturbation.

On aurait tort de conclure de là que les sciences sociales doivent s'interdire toute recherche concernant l'avenir ; mais on fera sagement d'observer la mesure quand il s'agit de dessiner les contours d'événements futurs compliqués. Si un phénomène susceptible d'être éclairé par la méthode de la statistique dépend d'un petit nombre de facteurs, nous avons quelque chance d'en prévoir l'évolution ; et moins ces facteurs sont nombreux, plus nous avons la chance de deviner juste. Combien y aura-t-il de chômeurs dans dix ans ? — c'est là une question à laquelle on ne saurait répondre sans tenir compte d'une foule de circonstances ; mais prédire le nombre des jeunes individus aptes au travail (entre 15 et 24 ans) sur un territoire donné, c'est un problème dont la solution exige la connaissance de deux éléments seulement (si on fait abstraction des migrations internes) : le nombre des enfants âgés actuellement de 5 à 14 ans, et la mortalité probable de cette fraction de la population pendant la prochaine période de dix ans. Le premier de ces éléments est connu, le second peut être calculé avec une approximation suffisante. Le problème se complique singulièrement si nous nous proposons de déterminer la répartition de toute la population par âge dans dix ans. Ici nous avons affaire à un facteur nouveau et inconnu : les naissances annuelles pendant les prochains dix ans. Nous avons en pareil cas à recourir à une hypothèse. Par exemple, nous admettrons que le taux de natalité conservera une valeur constante, notamment le taux moyen des dernières années ; ou bien, nous supposerons que la variation du taux de natalité aura lieu suivant la tendance dernièrement observée avec les mêmes fluctuations périodiques que par le passé, et nous calculerons ainsi le chiffre probable des naissances pour chaque année, sans négliger la croissance ou la décroissance prévisible de la population féminine capable d'accomplir les fonctions de la maternité. N'importe comment, notre façon de procéder comportera des éléments arbitraires. Et plus l'avenir que nous voulons scruter est éloigné, plus l'influence des hypothèses arbitraires sera grande — sans parler des changements

éventuels touchant la mortalité, qui peuvent modifier à la longue très profondément la répartition des âges dans la population.

L'importance de la répartition de la population par âge est mise en lumière par le fait que nonobstant les difficultés mentionnées, il existe un grand nombre de tentatives pour déterminer quelle sera la répartition de la population par âge dans un avenir plus ou moins éloigné. Qu'il nous suffise de citer quelques-unes des tentatives récentes : Dans son ouvrage sur les pertes dues à la guerre, *Winkler*¹ a dressé le tableau probable de l'évolution de la population de la France, considérée au point de vue de l'âge des individus, jusqu'en 1998. *Ladislas Buday*² a été amené à examiner la composition future de la population hongroise par âge au point de vue d'importants intérêts économiques et scolaires. L'Office de statistique du Reich Allemand publie dans un intervalle de temps relativement court trois ouvrages où, moyennant certaines hypothèses relatives aux taux de mortalité et de natalité, il calcule la répartition probable de la population d'Allemagne par âge de 10 ans en 10 ans jusqu'à l'année 1975.³ Certes, ces calculs ne prétendent pas à passer pour des prophéties (ils ont été entrepris dans un but différent !) ; cela ressort clairement de la première des publications citées, qui envisage trois possibilités différentes concernant le taux de natalité dont l'influence est prépondérante sur la répartition de la population par âge. Malgré le nombre relativement petit des facteurs déterminant l'avenir à cet égard, et malgré leur nature peu compliquée, les prévisions ne peuvent fournir que des renseignements bien approximatifs. La seconde des publications dont nous parlons et qui table sur la mortalité observée en 1924/26 et non, comme c'est le cas de la première, en 1921/23, ainsi que sur une natalité déjà affaiblie, dresse pour le chiffre et la composition de la population stationnaire un tableau notablement diffé-

¹ *Winkler*: Die Totenverluste der öst.-ung. Monarchie nach Nationalitäten. Wien, 1919, Tafel VI.

² *Buday*: La Hongrie après le traité de Trianon, Paris, 1922, Roustan, pages 63 et suivantes.

³ Statistik des Deutschen Reichs, Band 316. Anhang: Richtlinien zur Beurteilung des Bevölkerungsproblems Deutschlands für die nächsten 50 Jahre. Berlin, 1926, pages 43 et suiv.

Beiträge zum deutschen Bevölkerungsproblem, Sonderhefte zur Wirtschaft und Statistik, N° 5—9, Berlin, 1929.

Statistik des Deutschen Reichs, Band 360, Berlin, 1930, pages 51 à 57, 205 et 206.

rent du premier. Nous sortirions du cadre de notre étude si nous entrions maintenant dans l'examen détaillé des méthodes appliquées pour ces prévisions, et si nous discutions notamment l'opportunité et la nécessité de tenir compte de la tendance générale de la suite des coefficients de mortalité observés — après ajustement de la suite —, toute prévision opérant sans cette précaution devant peut-être conduire à des conclusions trop pessimistes. Il suffit que la science médicale découvre la racine et le remède de certains maux aujourd'hui incurables (cancer, paralysie infantile, maladie de Bright, anémie pernicieuse, rhumatisme, etc.) pour que la durée moyenne de la vie humaine s'en trouve immédiatement allongée, et alors toutes les prévisions concernant le chiffre de la population seront démenties par la réalité.

Si, en dépit de ces considérations — d'ailleurs incomplètes —, nous estimons utile qu'on cherche à prédire l'avenir comme le fait le service officiel de la statistique allemande, cela tient à plusieurs raisons. D'abord, il y a un intérêt pratique capital à ce qu'on se fasse une idée même rudimentaire de l'importance relative des classes d'âge dans les années à venir. La capacité de travail dont disposera la société ; en particulier le chômage ou le manque de main-d'œuvre sont très étroitement liés à l'évolution future de la composition de la population au point de vue de l'âge des individus. Pour savoir quels seront dans 30 ans les besoins en maisons et en logements, il importe de rechercher l'effectif des classes jeunes et productives dans lesquelles les familles se fondent en grand nombre. Des préoccupations purement pratiques commandent donc de dénombrer dès à présent l'armée de réserve où l'industrie et l'agriculture puiseront dans dix ans leurs apprentis ; de prévoir si, dans dix ans, les mariages se feront plus ou moins fréquents ; ou d'escompter dans l'avenir un nombre plus ou moins grand de contribuables pour supporter le fardeau des dépenses de l'État.

Au point de vue de la *démographie*, on peut encore ajouter aux arguments précédents un autre : la répartition de la population par âge dépend des facteurs influant d'une manière générale sur le mouvement de la population ; et inversement aussi, la composition de la population, en ce qui concerne l'âge des individus, exerce une influence prépondérante sur tous les

phénomènes démographiques. Par exemple, le nombre des mariages, celui des naissances ou celui des décès dépendent, en dehors des causes *essentiell*es ou de *fond*, de causes *statistiques* ou de *forme*, notamment de la répartition de la population par âge, susceptible d'influencer dans un sens favorable ou défavorable le phénomène démographique envisagé.

En résumé, il est permis de conclure que

1° L'évolution probable de la répartition de la population par âge fait prévoir dans ses grandes lignes et approximativement le mouvement futur de la population.

2° L'appréciation des variations qui se produisent effectivement dans le mouvement de la population, aura une base plus solide. On est toujours tenté de s'adonner à un pessimisme superflu ou à un optimisme prématuré ; mais la méthode que nous recommandons fera constater l'écart des événements prédits aux événements qui se réalisent et c'est cet écart qui aidera à rechercher les causes véritables du changement.

3° Après l'esquisse des changements importants à venir, on fera mieux sentir la nécessité de la *justesse des comparaisons*, dans l'espace comme dans le temps, des phénomènes démographiques déterminés par la répartition de la population au point de vue de l'âge, donc par une cause « statistique ». Prévoyant ainsi l'avenir, on aura davantage le sentiment que les taux « bruts » du mouvement de la population ne constituent que des éléments de comparaison relatifs.

Comme toutes nos expériences ont pour théâtre *l'espace* et *le temps*, la pierre de touche de la valeur des observations statistiques n'est autre que leur comparabilité dans l'espace et dans le temps. Sans vouloir dénier ici aux coefficients communément adoptés des phénomènes démographiques leur portée pratique, il faut reconnaître que sous leur forme ordinaire, ces coefficients se prêtaient toujours mal aux comparaisons quand il s'agissait d'observations recueillies en différents lieux et à différentes époques. Les événements récents du mouvement de la population semblent indiquer qu'à nos jours, la répartition de la population par âge, élément primordial de l'évolution de la population, se transforme suivant un rythme plus rapide que jamais. Les calculs touchant l'allure probable de cette évolution, font dégager des conclusions véritablement surprenantes. Par

exemple, M. *Burgdörfer*¹ ne voit plus dans le taux moyen de l'accroissement naturel de la population de l'Allemagne qu'une apparence qui engendre un optimisme non justifié. Il attribue cette apparence au fait que les classes âgées ont un faible effectif en comparaison avec les classes ayant des enfants. Mais, dit-il, lorsque les enfants actuels, déjà peu nombreux, auront atteint l'âge de la reproduction et que les pères et mères actuels feront partie de la classe des vieillards, la balance du mouvement de la population sera stationnaire sinon déficitaire. (Il est vrai que son raisonnement se fonde sur la mortalité des années 1924 à 1926, mais il faut reconnaître que ces années se font remarquer par leur mortalité très faible.)

La transformation radicale que présente le mouvement de la population partout en Europe depuis 20 ou 30 ans, ne manquera pas d'opérer une transformation profonde dans la composition de la population européenne, considérée au point de vue de l'âge des individus. C'est là un phénomène indépendant de la grande guerre. La baisse de la natalité, jamais observée autrefois dans la même mesure, et l'affaiblissement du taux de mortalité ont pour conséquence de ralentir le renouvellement de la population, de multiplier le nombre des individus âgés, c'est-à-dire d'accroître l'importance relative des classes sur le déclin de la vie. Ce processus s'observe chaque année de mieux en mieux. Même si le taux de natalité s'arrêtait maintenant à son niveau actuel, le recul des naissances des dernières années se traduirait encore pendant longtemps par la proportion grandissante des classes âgées. Ce serait, à son tour, la source des phénomènes démographiques dépendant nettement de l'âge des individus, phénomènes qui, nous le répétons, ne représenteraient point l'effet de causes «de fond». Voici quels seraient les phénomènes en question :

1° Le relèvement lent, ou au moins l'état stationnaire du coefficient de mortalité pour 1000 habitants.

2° Baisse nouvelle du taux de natalité (exprimé par le nombre des naissances par 1000 habitants).

3° Baisse prochaine du taux brut de nuptialité.

¹ *Burgdörfer*: Bevölkerungsstatistik, Handwörterbuch der Staatswissenschaften. 4. Auflage. Ergänzungsband. Jena, 1929, pages 130 et suivantes.

Tous ces pronostics supposent — et cela importe — que le taux corrigé de la mortalité (taux de mortalité standard, respectivement la durée probable de la vie humaine) ne fléchira plus ; ils subsistent encore avec une certaine amélioration du taux de mortalité net si la fécondité des femmes ne diminue plus, et que les gens se décident au mariage comme avant. Bref, cela veut dire qu'à l'avenir il conviendra de tenir compte mieux que par le passé de la *divergence* des taux brut et net.¹ Ce phénomène masque une métamorphose démographique telle qu'on peut la qualifier sans exagération de révolutionnaire. Peut-être une seule époque soutient-elle la comparaison avec la nôtre, à savoir la fin du XVIII^e siècle, époque de la renaissance industrielle en Angleterre et marquant de son empreinte la théorie de Malthus. Ce n'est pas que le mouvement démographique ait présenté vers la fin du XVIII^e siècle le même caractère que de nos jours ; à cet égard, les deux époques s'opposent nettement ; mais elles se rapprochent par le changement d'allure exceptionnel du mouvement de la population. Nous ne relevons pas cette analogie pour discuter une à une les causes extrêmement compliquées ayant amené le changement, ni pour développer certains desiderata motivés par le caractère exceptionnel ou au moins transitoire des époques en question et constituant un appel à l'intervention. *Nous tenons simplement à souligner, combien ces époques se distinguent des autres quand on pèse les coefficients du mouvement de la population, et combien il est difficile et important de comparer une époque donnée à celles qui l'ont précédée.*

Dans un temps où le taux de natalité jouit d'une certaine stabilité, l'élimination de l'influence de la répartition de la population par âge sert en premier lieu à créer une méthode rationnelle pour la comparaison des observations faites en différents lieux. Lorsque, au contraire, le taux de natalité présente une instabilité dans le temps, on doit s'efforcer de corriger les données brutes de l'expérience en vue d'en assurer la comparabilité quoiqu'elles proviennent d'époques différentes. Il va sans dire que l'importance de la comparabilité territoriale subsiste entièrement, puisque la répartition de la population par âge diffère

¹ Voir de l'auteur : La mortalité en Hongrie suivant la méthode de l'indice brut et de l'indice standard, et comparée à la mortalité à l'étranger Journal de la Société Hongroise de Statistique, 1929, n^o 3, pages 438 à 441.

d'une nation à l'autre au moins autant dans le présent que dans les temps passés.

Tout bien considéré, à une époque où les transformations en matière démographique ont un caractère exceptionnel, il importe doublement d'appliquer pour la comparaison un étalon unique et d'éliminer à cet effet les écarts provenant de ce que les individus ne se répartissent pas au point de vue de l'âge de la même façon dans les diverses sociétés. D'ailleurs, espérer qu'on établisse un parallèle sans défaut entre le passé et le présent, ou entre le présent et l'avenir, est évidemment chimérique.

*

En principe, rien ne s'oppose à l'élimination de l'influence due à la diversité des populations au point de vue de l'âge des individus sur tous les phénomènes démographiques dans lesquels l'âge joue un rôle permanent et évident. En pratique, cependant, on n'use guère que de la correction proposée par *Körösy* pour assurer la comparabilité des taux de mortalité, correction qui ramène par l'addition des « indices d'âge » la mortalité d'une population donnée à celle d'une population de composition standard au point de vue de l'âge des individus.

Cette correction offre une base solide pour la comparaison des mortalités observées dans des lieux et dans des temps différents.

On a pu contester l'utilité, mais non démontrer l'inutilité du choix d'une population standard et de la conversion du taux brut de mortalité en taux rapporté à la population standard. Nous dirons avec M. Théodore *Szél* que « nous ne connaissons pas une meilleure mesure des conditions hygiéniques ».¹

Sans doute, le choix varié de la population standard produit des influences variées sur la valeur du taux de mortalité standard (circonstance fortement soulignée par M. *Bortkiewicz* dans l'étude qu'il a consacrée² aux méthodes de standardisation et dans laquelle il prend à l'égard de ces méthodes une attitude assez sceptique), mais le principe même de la standardisation ne s'en trouve ébranlé pas plus que par l'objection affirmant

¹ *Szél (Saile)*: *Körösy József hatása a statisztika fejlődésére* — L'influence de Joseph Körösy sur le développement de la statistique. Budapest, 1927, page 141.

² *Bortkiewicz*: *Über die Methode der «Standard Population»*. Bulletin de l'Institut International de Statistique, 1904, page 135.

que la comparaison des indices de mortalité bruts ou des indices de mortalité standard des divers États conduit sensiblement, du moins dans la plupart des cas, au même résultat. Que le choix de la population standard n'est pas indifférent, c'est — comme le remarque M. Szél aussi — tout à fait naturel. Ensuite, plusieurs États peuvent se ranger suivant le même ordre que l'on prenne pour base de comparaison le taux brut ou le taux standard de la mortalité. Il n'y a là théoriquement rien d'impossible ; et si cela arrive, cela prouve seulement que les populations des États en question présentent une composition analogue au point de vue de l'âge des individus, ou qu'une certaine compensation s'établit entre les classes à forte mortalité (enfants de bas âge et vieillards) sans que cette compensation apparaisse à première vue. Le hasard peut intervenir ici, mais il n'en résulte pas que la standardisation est inutile, puisque rien ne garantit que ce hasard existera à l'avenir aussi.

Il est avantageux de substituer aux coefficients bruts de la mortalité les coefficients valables pour une population standard, et l'objection que les coefficients standard dépendent de la composition que nous adoptons comme normale et l'autre objection tant répétée que l'ordre des États peut changer avec le choix de la population standard ne prévalent pas contre les avantages de la standardisation. Si nous dressons le tableau des États par ordre de mortalité, en basant le calcul sur le taux de mortalité communément adopté et exprimant simplement le nombre des décès annuels pour 1000 habitants, l'ordre ainsi trouvé diffère notablement de celui qui résulte de l'adoption d'un taux de mortalité standard, quel que soit d'ailleurs le standard servant de base de comparaison. Ce qui est essentiel, c'est que les *diverses* suites des taux de mortalité des États, si nous standardisons suivant des étalons différents, ressemblent entre elles beaucoup plus qu'elles ne ressemblent à la suite des taux de mortalité bruts des mêmes États. Donc, théoriquement, les objections tirées de la divergence des suites tombent. Et les recherches concrètes confirment cette ressemblance des diverses suites des taux de mortalité standard en face de leur écart considérable de la suite des taux de mortalité bruts. Nous avons fait nous-même une étude du rang qu'il convient d'assigner aux États dans un tableau de mortalité



suivant qu'on adopte telle ou telle base de comparaison.¹ Cette fois-ci, nous nous bornerons à examiner la situation relative de 21 États rangés par ordre de mortalité brute décroissante, puis à corriger cet ordre moyennant la standardisation. Comme population standard, nous avons adopté d'abord la population de la Hollande d'avant-guerre, ensuite la population de la Hongrie actuelle reflétant encore les effets de la guerre, enfin — d'après les conseils de *Körösy* — la population de 1920 de la Suède, en répartissant toujours la population en sept classes d'âge. Les changements de rang sont considérables quand on passe de l'ordre des taux de mortalité bruts à l'ordre d'un des taux de mortalité standard, mais non quand on substitue un taux de mortalité standard à un autre. Parmi les 21 États considérés, la France occupe pour la mortalité de sa population la 3^e place d'après les taux bruts, la 7^e d'après les taux standardisés pour la population de Hollande, la 9^e si c'est la population de Hongrie qui sert de base de comparaison, et la 8^e si la population standard est celle de la Suède. La Louisiane, membre des États-Unis d'Amérique, a le 16^e rang avec la méthode de comparaison des taux de mortalité bruts, le 9^e, le 7^e et de nouveau le 9^e avec les trois méthodes de standardisation. Un déplacement important est constaté encore pour la Suède et l'État de New-Hampshire, au profit de la mortalité standard ; et dans le cas de l'Allemagne et de l'Union sud-africaine au profit de la mortalité brute. Ces changements de rang ne laissent aucun doute quant à la nécessité de l'introduction d'un taux de mortalité standard et l'argument qui tranche la question est que les rangs établis d'après les taux bruts et les taux standard ne coïncident que tout à fait exceptionnellement. Dans le cas des 21 États considérés précédemment, le tableau des indices bruts et celui des indices standardisés sur la base de la population de la Hollande font assigner le même rang à un seul État ; en prenant pour base la population de la Hongrie, la concordance n'a jamais lieu ; et avec la population de la Suède comme base de comparaison, les rangs s'accordent à l'égard de 3 États et diffèrent à l'égard de 18. Certainement, on aurait trouvé d'autres rangs encore avec une autre méthode de standardisation. Mais ce qui est décisif, c'est que les indices bruts présentent par rapport à la moyenne des

¹ Voir le travail précédemment cité de l'auteur, pages 457 à 471.

indices standard un écart de 2.92 ; tandis que les trois suites des indices standard ont entre elles une divergence moyenne de 0.30, un dixième environ de l'écart précédent. Il est vrai que les rangs établis dans les systèmes hollandais et suédois concordent seulement dans 13 cas et diffèrent dans 8 cas, mais ces 8 cas négatifs sont tels que la différence est d'une unité pour 6 d'entre eux et de deux unités pour 2 cas.¹

D'ailleurs, le rang dans le tableau n'est pas le seul élément à considérer. On peut très bien s'imaginer que les États se suivent dans le même ordre que l'on prenne pour base l'indice brut ou l'indice standard, ou l'un ou l'autre des indices standard. Cela ne prouvera pas que la standardisation des indices est une chose inutile, ni que le choix de la population à composition normale est indifférent.

On peut, en effet, avoir à juger deux suites de nombres, par exemple : 100, 101, 102, 103, . . . n + 1 et 100, 110, 120, 130, . . . n + 10 caractérisant le même ensemble d'objets. Dans l'un et l'autre de ces suites, chaque objet jouit du même rang ; malgré cela, les nombres exprimant les rapports des éléments caractéristiques différeront d'une suite à l'autre. Maintenant, on peut avoir à considérer, relativement aux objets en question, la suite 100, 101, 103, 102, 104, 106, 105, 107, . . . qui n'est plus régulièrement croissante et qui, par suite, établit pour ces objets un autre ordre que les suites précédentes ; pourtant, grâce aux faibles divergences, cette dernière suite se rapprochera davantage de la première que celle-ci de la seconde. Le point essentiel n'est donc pas tant l'identité des rangs à assigner aux divers élé-

¹ Voici les taux de mortalité, rapportés pour 1000 habitants, pour la moyenne des années 1920/21 :

Pays	Taux brut		Taux rapportés à la population de					
	N°	d'ordre	Hollande (1910)	N°	Hongrie (1920)	N°	Suède (1920)	N°
Bulgarie	21.64	1	22.70	2	20.85	2	22.62	2
Hongrie	21.27	2	22.96	1	21.27	1	23.86	1
France	17.61	3	15.33	7	14.58	9	17.06	8
Italie	17.44	4	17.62	3	16.08	3	18.74	3
Estonie	16.05	5	15.75	6	14.75	6	17.32	5
Grèce	15.22	6	16.39	4	14.95	5	17.16	6
New-Hampshire	14.92	7	13.73	14	13.18	14	15.39	14
Allemagne	14.57	8	15.87	5	15.03	4	17.41	4
Belgique	13.88	9	14.19	12	13.41	12	15.67	11
New-York	13.86	10	15.28	8	14.65	8	17.10	7
Californie	13.64	11	13.80	13	13.37	13	15.44	13
Suisse	13.34	12	14.02	11	13.56	11	16.22	10
Suède	12.84	13	11.30	19	10.76	19	12.84	19
Floride	12.52	14	14.10	10	13.70	10	15.67	12
Angleterre et Pays de Galles	12.42	15	12.79	15	12.00	16	14.39	15
Louisiane	12.41	16	15.15	9	14.73	7	17.00	9
Norvège	12.12	17	11.09	21	10.65	21	12.62	21
Danemark	11.64	18	11.20	20	10.69	20	12.73	20
Pays-Bas	11.55	19	11.70	18	11.03	18	13.35	18
Union sud-africaine	10.36	20	12.54	16	12.07	15	14.15	16
Montana	10.11	21	12.20	17	11.78	17	13.77	17

ments que la valeur plus ou moins élevée des indices exprimant la valeur relative des éléments. (Les rapports 103 : 102, 104 : 104, 105 : 106 s'accordent mieux entre eux que les rapports 102 : 120, 103 : 130, 104 : 140 se ressemblant davantage quant à la forme.) Ces indices caractérisent mieux la différence de niveau de la mortalité des divers États que les rangs assignés à ces États. Ils traduisent mieux que n'importe quoi la position véritable des États, les uns par rapport aux autres.

Par exemple, la mortalité semble de 51 % plus élevée en France qu'en Hollande si l'on juge d'après les taux de mortalité bruts ; mais on constate un excès de 31 % seulement avec l'indice standardisé pour la Hollande, 32 % en adoptant comme population standard la population de la Hongrie, et 28 % si c'est la composition de la population suédoise qui est considérée comme normale. De telles fluctuations s'observent dans d'autres cas aussi.

Il convient cependant d'ajouter qu'en faisant varier la population-type, on arrive quelquefois à des indices standard différant notablement entre eux. La cause principale de cette différence réside dans la répartition des individus par âge, qui varie d'une population-type à l'autre. Si nous adoptons comme standard une population où les classes âgées et, par suite, à mortalité élevée, sont très fortement représentées, le niveau de la mortalité de tous les États s'en trouvera rehaussé ; le taux standard même de l'État où la mortalité est la plus faible s'exprimera par un si grand chiffre (la mortalité des vieillards influant davantage en raison du caractère sénile de la population standard) que, en rapportant le taux de mortalité de tous les autres États au taux de mortalité de l'État le plus favorisé, l'indice aura toujours une valeur bien basse. C'est pourquoi le tableau relatif à la mortalité des 21 États fait voir qu'en général, les coefficients de mortalité ramenés à la population suédoise comme population standard, accusent les valeurs les plus élevées (ce qui, vu la répartition de la population par âge, est naturel mais sans importance) ; d'un autre côté, c'est avec ces coefficients que nous trouvons en comparant les divers États, les indices les plus bas.

Une des conditions indispensables pour que la mortalité standard soit bien établie est de pousser assez loin la division par âge de la population (car la probabilité de mourir varie rapidement avec l'âge), en d'autres termes, de baser les calculs sur un nombre suffisant des classes d'âge. Si nous négligeons cette condition, nous risquons de tirer des chiffres des conclusions erronées. Dans le travail que j'ai publié sur ce sujet (La mortalité en Hongrie, etc. pages 444 et 445), j'ai montré combien la réalité peut être masquée si on distingue seulement quatre classes d'âge. En faisant une seule classe de toutes les personnes ayant dépassé 40 ou 50 ans, on trouve entre autres que l'Angleterre et le pays de Galles, et surtout l'Union sud-africaine sont plus favorisés, au point de vue de la mortalité standard, que la

Suède ; or, il n'en est rien. Ce qui est vrai, c'est que dans la population âgée de plus de 40 ans, les personnes au-dessus de 70 respectivement de 80 ans représentent en Suède une fraction de 60, respectivement de 100% plus élevée qu'en Angleterre ; or ces personnes ont une mortalité très défavorable.¹ Par conséquent, si on forme une seule catégorie de toutes les personnes au-dessus de 40 ans, la mortalité standard de la Suède apparaît très haute et celle de l'Angleterre et du pays de Galles très basse à tel point que les différences caractéristiques qui existent entre le taux de mortalité brut et le taux standard s'effacent et changent même quelquefois de sens.²

De tout cela il résulte que si nous divisons la population suivant l'âge des individus qui la composent non pas en 7 ou 8 classes, mais en quatre, et si c'est ainsi que nous calculons les taux de mortalité standard, cette économie de travail peut complètement fausser les indices exprimant les rapports des mortalités observées dans divers pays. Donc, il ne faut pas reculer devant les longueurs du calcul ! Mais ce serait une erreur de croire qu'un changement aussi sensible se produit dans la modification des valeurs relatives (qui indiquent le rapport des indices de la mortalité d'un pays à l'autre) si nous prenons pour base les différentes compositions d'âges.³

¹ En Suède, parmi 100 personnes au-dessus de 40 ans, on trouve 16.8 personnes ayant dépassé l'âge de 70 ans et 4.2 personnes de plus de 80 ans. En Angleterre et dans le pays de Galles, les quotients correspondants sont : 10.7 et 2.1.

² Voici le nombre des décès pour 1000 habitants en 1920/21 dans trois États suivant trois méthodes : taux brut, taux de mortalité standard avec 4 classes d'âge (enfants de moins d'un an, enfants de 1 à 19 ans, personnes de 20 à 39 ans, personnes de 40 ans et plus), taux de mortalité standard avec 8 classes d'âge :

	Méthode "brute"	Méthode standard (avec la Hollande comme type)	
		4 classes d'âge	8 classes
Angleterre et pays de Galles	12.42 (II)	11.86 (II)	12.83 (I)
Suède	12.84 (I)	12.03 (I)	11.08 (III)
Union sud-africaine	10.36 (III)	11.03 (III)	12.61 (II)
Indices			
Angleterre et pays de Galles	100.0	100.0	100.0
Suède	103.4	101.4	86.4
Union sud-africaine	83.5	93.0	98.3

³ Nous indiquons ci-après l'indice de la mortalité de deux États (la Suède et l'Union sud-africaine), rapporté à celui de l'Angleterre et du pays de Galles, auquel nous attribuons dans l'application de toutes les méthodes la valeur 100.

	Méthode brute	Méthode standard avec, comme type,			
		Hollande (1910)	5 États ex-neutres (1910)	Suède (1920)	Hongrie (1920)
Répartition de la population en 4 classes					
Suède	103.4	101.4	102.5	103.5	102.1
Union sud-africaine	83.5	93.0	92.6	92.1	92.9
Répartition de la population en 8 classes					
Suède	103.4	86.4	86.8	87.3	88.0
Union sud-africaine	83.5	98.3	98.1	98.6	100.9

Pour arriver à des résultats précis en ce qui concerne tant le taux brut que le taux standard de la mortalité, il me semble, à la différence de mon travail plusieurs fois cité où j'ai exécuté la standardisation en adoptant 7 classes d'âge, qu'il est préférable de diviser la population en 8 classes en partageant la catégorie des personnes au-dessus de 70 ans en deux (personnes de 70 à 79 ans et personnes de 80 ans et plus). On distinguera donc les 8 classes suivantes : Au-dessous d'un an, de 1 à 4 ans, de 5 à 19 ans, de 20 à 39 ans, de 40 à 59 ans, de 60 à 69 ans, de 70 à 79 ans, 80 ans et plus. Le calcul montre que le taux de mortalité standard s'en trouve un peu modifié pour chaque pays, et par suite aussi les indices exprimant le rapport des taux.

Le choix de la population standard fait varier les indices beaucoup moins que la modification — apparemment légère — du nombre des classes d'âge, consistant à faire une classe à part des vieillards au-dessus de 80 ans.

Le tableau de la note de la page suivante se rapporte à 11 États choisis de telle façon que le taux de la mortalité brute présente un écart considérable des taux de la mortalité standard. Nous avons rangé ces États par ordre de la mortalité brute décroissante, et nous avons calculé les taux standard dans plusieurs systèmes de standardisation en adoptant d'abord 7 puis 8 classes d'âge.¹

Les indices au milieu de la suite et exprimant le rapport à la mortalité de l'Angleterre (prise toujours égale à 100) font toucher du doigt la nécessité de la standardisation. Les changements de rang dus au passage du taux brut au taux standard sont, d'après ce petit tableau aussi, intéressants à observer.

L'importance du choix de la population standard ressort aussi de la discussion qu'on trouve sur ce sujet dans mon travail plusieurs fois cité (page 470). Nous y avons comparé la mortalité en Hongrie et la mortalité en France dans huit systèmes de standardisation, et nous avons constaté que les valeurs extrêmes des indices, tous supérieurs à l'indice brut, présentaient entre elles un écart plus grand que celui entre le minimum des indices et le coefficient brut. Si nous répartissons la population en 8 classes, la divergence semble s'atténuer et, avec elle, l'importance du choix du standard ; mais cette divergence ne descend jamais au point de devenir négligeable.

*

Au sujet de l'emploi du taux de mortalité standard, nous avons un scrupule qui n'est peut-être pas fondé, mais qui mérite pourtant l'examen. La mortalité observée dans une classe d'âge déterminée ne dépend-elle pas du degré de saturation de cette classe? Nous avons été amené à nous poser cette question en

¹ (Voir pages 17 et suiv.)

1 Nombre moyen des décès pour 1000 habitants en 1920/21.*

Pays	Taux de mortalité standard rapporté à															
	Taux de mortalité brut			la Hollande (1910) avec			5 Etats** du nord-ouest de l'Europe (1910) avec			la Suède (1920) avec		la Hongrie (1920) avec				
	7	8	(Rang)	7	8	(Rang)	7	8	(Rang)	7	8	(Rang)	7	8	(Rang)	
France	17-61	(1)	15-33	(2)	15-87	(2)	16-07	(2)	17-06	(2)	17-48	(2)	14-58	(3)	14-48	(3)
New-Hampshire (U. S. A.)	14-92	(2)	13-73	(5)	13-60	(5)	14-18	(5)	15-39	(5)	15-39	(5)	15-46	(5)	13-18	(5)
Allemagne	14-57	(3)	15-87	(1)	16-08	(1)	16-66	(1)	17-41	(1)	17-41	(1)	18-01	(1)	15-07	(1)
Suisse	13-34	(4)	14-02	(4)	14-10	(4)	14-82	(4)	16-22	(4)	16-22	(4)	16-62	(4)	13-61	(4)
Suède	12-84	(5)	11-30	(9)	11-08	(9)	11-80	(9)	11-69	(9)	12-84	(9)	12-84	(9)	10-76	(9)
Angleterre et pays de Galles	12-42	(6)	12-79	(6)	12-83	(6)	13-31	(6)	13-46	(6)	14-39	(6)	14-71	(6)	11-92	(7)
Louisiane (U. S. A.)	12-41	(7)	15-15	(3)	15-04	(3)	15-73	(3)	15-70	(3)	17-00	(3)	14-73	(3)	12-00	(7)
Norvège	12-12	(8)	11-09	(10)	10-85	(10)	11-59	(10)	11-42	(10)	12-62	(10)	12-56	(10)	14-53	(2)
Hollande	11-55	(9)	11-70	(8)	11-62	(8)	12-24	(8)	12-28	(8)	13-35	(8)	13-54	(8)	11-03	(8)
Union sud-africaine***	10-36	(10)	12-54	(7)	13-01	(7)	13-20	(7)	13-20	(7)	14-15	(7)	14-50	(7)	12-07	(6)
Nouvelle-Zélande	9-22	(11)	10-14	(11)	10-01	(11)	10-76	(11)	10-71	(11)	11-98	(11)	12-00	(11)	9-87	(11)

Indices

(en attribuant le chiffre 100 à l'Angleterre et le pays de Galles réunis qui figurent, au point de vue du taux brut, au milieu de la série)

France	141-8	119-9	119-9	119-2	119-4	118-5	118-8	121-5
New-Hampshire (U. S. A.)	120-1	107-3	106-0	106-9	105-4	106-9	105-1	109-8
Allemagne	117-3	124-1	125-3	122-5	123-8	121-0	122-4	125-2
Suisse	107-4	109-6	109-9	111-3	111-7	112-7	112-9	113-0
Suède	103-4	88-4	88-4	88-7	86-8	87-3	89-7	88-0
Angleterre et pays de Galles	100-0	100-0	100-0	100-0	100-0	100-0	100-0	100-0
Louisiane (U. S. A.)	99-9	118-5	117-2	118-2	116-6	118-1	116-2	122-7
Norvège	97-6	86-7	84-6	87-1	84-8	87-7	85-4	88-7
Hollande	93-0	91-5	90-6	91-9	91-3	92-8	91-9	91-2
Union sud-africaine***	83-5	98-0	97-7	98-3	98-1	98-3	98-6	100-6
Nouvelle-Zélande	74-3	79-2	78-0	80-8	79-6	83-2	81-9	79-2

* La moyenne se rapporte pour l'Angleterre et ses dominions aux années 1920/22, pour les États américains, membres des États-Unis, aux années 1919/20.

** Population réunie du Danemark, de la Hollande, de la Norvège, de la Suède et de la Suisse.

*** Population blanche.

étudiant le précieux essai de M. Aloys Kovács sur la *cause statistique* de l'émigration. L'auteur y fait l'observation que le coefficient d'émigration, si élevé en Hongrie dans les années postérieures à 1903 (avec son maximum atteint en 1907), n'est pas dû uniquement aux facteurs économiques, etc., mais aussi au fait qu'à l'époque en question, la génération née vers 1880, années de forte natalité, est entrée à l'âge le plus productif et, par suite, le plus enclin à l'émigration. Peut-être cette génération avait essaïmé vers les pays étrangers avec un nombre plus haut

Ces taux standard et, en particulier, les indices (v. page 17) mettent bien en lumière que

1° Sans la standardisation, l'idée qu'on se fait du danger de mourir est radicalement fausse (l'État de Louisiane, qui semble un petit peu plus favorisé que l'Angleterre, a en réalité une situation de 20 % inférieure à celle de l'Angleterre au point de vue de la mortalité ; au contraire, la France voit son taux de mortalité notablement fléchir si on passe du taux brut au taux standard ; l'avantage dont jouit la Norvège n'est pas même suffisamment reflété par les chiffres bruts ; la Suède n'a pas à déplorer, comme les taux bruts le feraient supposer, une mortalité plus élevée que l'Angleterre et le pays de Galles) ;

2° Si la standardisation a pour base une répartition de la population non pas en 7 classes mais en huit, le taux de mortalité se relèvera ou s'abaissera à mesure que la population adoptée comme type comprend relativement beaucoup ou peu de personnes ayant dépassé l'âge de 80 ans. Dans la plupart des cas, il y a un relèvement considérable comme l'exemple de l'Allemagne, de la Suisse, de l'Angleterre le prouve. (Il va sans dire que si, dans la population à examiner, les vieillards sont très nombreux, il en résulte un abaissement du taux standard lorsqu'on subdivise la classe des personnes de 70 ans et plus.) En Hongrie, les classes âgées sont peu peuplées ; aussi, en adoptant comme type la population de la Hongrie, verra-t-on le taux standard descendre lorsque la division en huit classes est substituée à la division en sept ;

3° En remplaçant un standard par un autre, on constate une certaine variation des indices, mais cette variation a généralement une faible amplitude, plus faible d'ordinaire que celle provoquée par le passage du taux de mortalité brut au taux de mortalité standard. Si nous prenons la moyenne des indices 86·4, 86·8, 87·3, 88·0 relatifs à la Suède dans les quatre systèmes de standardisation mais toujours avec la division en huit classes d'âge, nous trouvons 87·1, tandis que l'indice de la mortalité brute est 103·4, toutes les comparaisons se rapportant à l'Angleterre. Ainsi l'écart moyen des indices standard autour de leur moyenne s'élève à 0·525 ; l'écart compté à partir de l'indice brut se chiffre par 17·0. Les indices calculés avec les taux standard ont des écarts mutuels : (0·2, 0·8, 2·1, 0·6, 1·9, 1·3) admettant la moyenne de 1·15 ;

4° Les indices se rapportant au même pays, mais obtenus dans divers systèmes de standardisation, ne diffèrent beaucoup entre eux, seulement dans le cas lorsque la différence entre les taux de la mortalité brute et standard a le même sens et à peu près le même ordre de grandeur dans le pays à examiner et dans le pays auquel les indices se rapportent (exemple : Suisse et Angleterre) ;

5° Cette dernière circonstance fournit une preuve de plus de l'importance qu'il y a à bien choisir la population-type de la standardisation. Il pourra arriver, exceptionnellement, mais dans des cas impossibles à écar-

comme les générations plus jeunes ou plus âgées, nées en des années à faible natalité, parce que sa plus grande saturation lui rendait la lutte pour se faire une place dans la vie particulièrement difficile. Autre analogie : Il est certain qu'avec le taux de natalité, le taux de mortalité des petits enfants augmente également et même suivant un rythme accéléré.¹ Il est donc légitime de supposer que dans une classe d'âge déterminée (par exemple, dans la classe des personnes âgées de 20 à 29 ans) la mortalité est influencée non seulement par les facteurs appartenant à la catégorie dite des « causes de fond » (instruction, répartition des revenus, conditions de l'habitation, etc.), mais aussi par la « cause statistique » exprimant que la classe en question est trop ou peu peuplée. Par exemple, si les gens âgés de 20 à 29 ans sont peu nombreux, leur travail est plus recherché, ils ren-

ter, que les indices obtenus avec différents systèmes de standardisation présentent entre eux des différences moyennes presque analogues (même plus grandes) que celle qui sépare la moyenne des indices des indices correspondant aux taux bruts. (Ce serait le cas, par exemple, de l'État de New York, de la Nouvelle-Zélande, et du Canada d'une part, et de la Hollande, de la Californie, et de l'Italie d'autre part). Dans un tel cas, les États peuvent être affectés de rangs différents dans les diverses suites d'indices, et il ne sera guère possible de comparer la mortalité brute et standard de ces États, à moins qu'on ne fasse choix une fois pour toutes, pour des raisons à développer plus tard, d'une population standard bien déterminée ;

6° Si nous calculons les taux standard en répartissant la population non plus en sept mais en huit classes suivant l'âge des individus, généralement la différence entre le taux brut et le taux standard sera un peu plus accusée, quoique, dans certains pays, elle puisse aussi s'atténuer. De plus, l'écart moyen des indices entre eux paraît également plutôt se renforcer que s'affaiblir. Mais ces légères variations font partie, à proprement parler, de la marge séparant la mortalité brute de la mortalité standard.

Le tableau suivant illustre d'exemples ce que nous venons de dire :

	Moyenne des 4 indices rapportés à l'Angleterre avec		Moyenne des écarts mutuels des 4 indices avec		Indice brut de la mortalité (Angleterre = 100)	Différence entre l'indice brut et la moyenne des indices standard avec	
	sept classes	huit classes	sept classes	huit classes		sept classes	huit classes
France	119.8	119.9	1.53	1.43	141.8	+ 22.0	+ 21.9
New-Hampshire ..	107.7	106.3	1.52	1.90	120.1	+ 12.4	+ 13.8
Allemagne	123.2	124.5	2.37	2.25	117.3	- 5.9	- 7.2
Suisse	111.6	112.2	1.93	2.35	107.4	- 4.2	- 4.8
Suède	89.0	87.1	0.78	0.88	103.4	+ 14.4	+ 16.3
Louisiane	119.4	118.0	2.35	2.95	99.9	- 19.5	- 18.1
Norvège	87.3	85.4	1.17	1.15	97.6	+ 10.3	+ 12.2
Hollande	92.0	91.3	0.60	0.72	93.0	+ 1.0	+ 1.7
Union-sud-afric. .	98.6	99.0	1.50	1.45	83.5	- 15.1	- 15.5
Nouv.-Zélande ...	80.9	79.7	1.87	2.02	74.3	- 6.6	- 5.4

¹ Voir de l'auteur : A csecsemőhalandóságrol — Sur la mortalité des enfants du premier âge. Budapesti Szemle (Revue de Budapest), 1917, pages 368 à 386.

contrent moins de difficultés à fonder une famille ; les plus forts et les plus entreprenants d'entre eux n'ont pas la tentation de s'expatrier (l'expatriation est toujours une sélection à rebours !), donc, en définitive, mais évidemment en raison du *faible peuplement de leur classe*, leur mortalité peut accuser une valeur peu élevée. Ainsi, la répartition de la population par âge, que nous avons considérée jusqu'ici comme une cause perturbatrice de *forme*, et que nous avons cherché à éliminer pour cette raison, serait en vérité une cause de *fond* aussi, influant d'abord sur la mortalité globale et ensuite sur la mortalité des diverses classes d'âge prises séparément. L'objection paraît contenir un cercle vicieux ; nous ne lui attribuons pas une importance exagérée, mais nous croyons qu'il ne serait pas inutile de déterminer par des calculs de corrélation l'influence du degré de saturation des classes d'âge sur la mortalité de ces classes. On y arriverait en étudiant d'une manière approfondie les différences qu'accusent les intensités relatives des classes d'âge dans l'espace et le temps.

Une autre objection contre l'application du taux standard pourrait être formulée de la façon suivante : On peut très bien s'imaginer — sans l'admettre comme probable — que les différences entre les classes d'âge, au point de vue de la mortalité, subissent une transformation profonde et que, par exemple, ces différences s'atténuent considérablement. Dans ce cas, la *valeur pratique* de la standardisation se trouverait fortement diminuée, et même, si le nivellement devient complet, ramenée à zéro. Mais cette supposition s'éloigne tellement de la réalité, qu'on ne peut lui reconnaître qu'une valeur purement théorique.

M. *Bortkiewicz* et plus récemment M. *Würzburger* soutiennent¹ qu'en dehors de la répartition de la population par âge, d'autres causes de forme gênent également la comparaison des mortalités et devraient, par suite, être éliminées aussi. Nous ne saurions nous ranger à l'opinion de ces auteurs, d'abord parce que, comme *Körösy* l'a déjà souligné, ces autres causes jouent un rôle secondaire en présence de l'âge, facteur physiologique ; ensuite, pour éliminer cette autre cause perturbatrice de forme

¹ *Bortkiewicz* : Die mittlere Lebensdauer. Staatswissenschaftliche Studien, publiées sous la direction de M. Elster, tome 4.

Würzburger : Die Sterblichkeitsstatistik als Ursachenforschung. Deutsches Statistisches Zentralblatt, 1927, nos 5 et 6.

qu'est le *climat* par exemple, on serait bien embarrassé de reconnaître les modifications apportées par le climat à la mortalité de populations, habitant des pays assez pareils aux points de vue de la situation géographique, des précipitations atmosphériques, de la température, etc. (tel est le cas de la Belgique, de la Hollande, du Nord de la France, de l'Allemagne occidentale, du Luxembourg) et puis, quel est le climat normal auquel on devrait ramener par des procédés un peu fantaisistes les mortalités observées sous les autres climats?

D'un autre côté, la *structure sociale* de la population, sa *répartition par profession* n'exercent pas partout la même influence sur la mortalité et il n'est nullement certain que les différences observées entre deux professions (concernant la mortalité) subsisteront à l'avenir; mais les enfants au-dessous d'un an ou les vieillards au-dessus de 70 ans auront toujours, et à peu près dans la même mesure, une mortalité supérieure à celle des adolescents ou des hommes d'âge mûr. Fixer des normes pour les facteurs non physiologiques et soumises, par suite, à d'importantes fluctuations pour ramener à ces normes la mortalité des populations à comparer, ou tout autre élément du mouvement de la population, c'est une entreprise risquée qui peut, par dessus le marché, introduire une telle anarchie parmi les indices démographiques, que toute conclusion en serait facilement frappée de discrédit.

*

Une autre question dont il faut s'occuper avant d'exposer les motifs militant pour le choix d'une population standard, c'est celle de savoir si la composition considérée comme normale (au point de vue de l'âge des individus) doit être prise *constante* dans le temps ou *variable*, par exemple, d'un recensement à l'autre. Nous croyons que le standard une fois adopté ne doit plus varier, puisqu'il sert moins à comparer les observations faites en différents lieux, qu'à rapprocher les phénomènes se succédant dans le temps, et en particulier à étudier l'évolution de la mortalité. La guerre mondiale sépare nettement deux époques à tous les points de vue, dans le domaine de la politique, de l'économie, de la morale comme pour les phénomènes démographiques. Il nous faut donc trouver une base fixe d'avant-guerre sur laquelle le mouvement actuel de la population puisse

être comparé au mouvement analogue observé dans le passé, sans que le fossé séparant les deux époques fausse la justesse de forme de la comparaison. Ainsi nous arriverons à juger les phénomènes du temps présent sans leur attribuer une importance trop grande ou trop petite. Avec une base de comparaison variable, il faudrait à tout moment refaire les calculs pour rendre comparables des phénomènes observés à différentes époques. La pratique anglaise est un modèle à imiter : elle rapporte les anciens et les nouveaux taux de mortalité à la répartition par âge que présentait la population au début de ce siècle, et elle pousse la division très loin pour tenir compte de la véritable nature de cette répartition.

Convient-il de calculer séparément le taux de mortalité standard pour les deux sexes ou pour l'ensemble de la population? Je me permets de renvoyer au travail plusieurs fois cité que j'ai publié sur ce sujet et je me réfère aussi à l'opinion de *Körösy*, dont les préférences vont nettement vers ce dernier mode de calcul comme plus propre à fournir des éléments comparables. Tout changement dans l'équilibre des sexes, modifie déjà l'écart présenté par leurs mortalités. Donc si le taux de mortalité est rapporté à la répartition des sexes dans la population standard, il n'a dans une certaine mesure qu'un caractère fictif. Cela ne veut pas dire qu'en comparant à l'intérieur d'un même pays ou sur le terrain international les taux de mortalité des deux sexes, l'élimination des différences concernant l'importance relative des classes d'âge, est chose inutile. Mais même dans ce cas, on fait bien de tenir compte de la proportion des sexes, puisque cette proportion influe sur la fréquence des mariages et par suite, au moins dans certaines classes d'âge, sur la mortalité.

*

En passant maintenant à la question du choix de la population normale, nous trouvons devant nous une variété assez grande. Au premier abord, il semble que la moyenne des 19 États européens, considérés par *l'Institut International de Statistique*, mais dont les derniers recensements ont eu lieu à des époques différentes, pourrait servir de population-type; malheureusement, les éléments de cette population sont trop hétérogènes, et on aurait affaire à un mélange dont les parties constitutives

suivent des lois de variation dissemblables. L'ordre naturel des générations, la représentation des diverses classes d'âge seraient dérangés par le fait qu'un certain nombre d'entre les 19 États ont un fort courant d'*émigration* qui dépeuple les jeunes classes productives. Si on ajoutait à ces 19 États la vieille Russie et les États civilisés du Nouveau-Monde — sans porter atteinte à l'homogénéité temporelle —, on pourrait considérer la population totale de tous ces États comme susceptible de servir de standard, car sa composition refléterait les forces naturelles du mouvement de la population (avec effacement des effets de l'immigration et de l'émigration) ; on aurait ainsi un étalon logiquement choisi. Cependant, la répartition de l'ensemble des populations civilisées dans les mêmes classes d'âge et suivant l'état de la même époque d'avant-guerre n'est pas connue ; il y a donc ici des difficultés d'ordre pratique insurmontables.

L'Annuaire de Statistique consacré à la dernière année d'avant-guerre (1913) du Reich Allemand fait bien connaître une population qu'on pourrait adopter comme base de standardisation, mais cette base n'aurait même pas la valeur de celle définie par l'Institut International de Statistique. Une base dont la valeur serait encore plus problématique, c'est celle proposée en 1929 par M. *Bunle* dans le Journal de la Société Française de Statistique, base qui consisterait à réunir dans un standard les populations de 1920 de la France, de l'Angleterre, de l'Allemagne, de l'Italie et de la Suède. Ce choix est à rejeter, car — loin d'être normale — la composition de la population d'après-guerre était des plus irrégulières.

En ce qui concerne l'adoption d'un État déterminé comme base de comparaison, il convient de considérer tout d'abord la *Suède*, où la répartition de la population par âge a été jadis prise par *Körösy* pour type de répartition normale. Il est vrai qu'en 1890, la population suédoise avait une tout autre composition qu'aujourd'hui ou dans les années précédant immédiatement la guerre ; mais tant avant la guerre qu'actuellement, la Suède représente avec sa faible natalité et le nombre relativement élevé des personnes âgées non la moyenne de l'Europe de nos jours que plutôt l'Europe de l'avenir. En faisant de la population de la Suède la population-type à laquelle on ramènerait pour la comparaison les anciens taux de mortalité, on serait

conduit à relever ces taux d'une manière si énergique que tout rapprochement avec les taux bruts (impossibles à convertir en taux standard à l'égard de certaines populations à composition inconnue) s'en trouverait empêché. En d'autres termes, la standardisation à la suédoise reviendrait à relever d'une façon quelque peu artificielle le niveau de mortalité des temps passés, alors que, tout au contraire, c'est la répartition actuelle de la population suédoise par âge qui doit être regardée comme artificielle et dont l'effet perturbateur sur la mortalité devrait plutôt être éliminé par l'adoption d'une population-type formée grâce au concours de facteurs plus naturels.

Il est intéressant comment l'auteur d'un ouvrage récent sur le mouvement de la population en Suisse¹ arrive à la standardisation devant lui permettre la comparaison d'observations recueillies à différentes époques. Il choisit à cet effet la moyenne des répartitions par âge révélées par les quatre derniers recensements généraux. Ainsi, le passé a sa part dans la base de comparaison et, comme le chiffre de la population a augmenté d'un recensement à l'autre, et que par suite le passé récent domine sur le passé éloigné dans la formation de la moyenne, cette moyenne reflète en même temps jusqu'à un certain point les tendances de l'évolution. Or, en continuant à procéder à l'exemple de l'auteur suisse, nous aurions à changer à chaque fois le type normal, base des comparaisons ou bien il arriverait que le type normal représente toujours la même répartition de la population par âge ; mais dans ce dernier cas, on se demanderait avec raison : pourquoi partir d'une répartition moyenne n'ayant jamais existé en fait et non d'une répartition fixe constatée réellement ?

On pourrait penser aussi à adopter comme normale une population *stationnaire*, à natalité et mortalité constantes, et telle que sa composition ne serait pas affectée par les fluctuations du taux de natalité, de l'intensité de l'émigration et du taux de mortalité. La répartition des âges dans une telle population imaginaire est calculée par l'ouvrage dû au service officiel de la statistique allemande et mentionné au début de cette étude. Ce calcul a été entrepris précisément pour débarrasser les nom-

¹ Ehe, Geburt und Tod in der schweizerischen Bevölkerung während der Jahre 1901—1920, Berne, 1928.

bres caractéristiques du mouvement de la population de l'effet exercé par l'irrégularité de la répartition actuelle de la population par âge. Ce but est pleinement atteint. Mais si on veut ramener la mortalité observée en tout lieu et à toute époque à une population-type imaginaire, l'objection qu'une telle population-type n'existe pas, n'est peut-être pas sans force. Nous croyons entendre la réplique : Puisque toute la standardisation est basée sur une fiction, pourquoi s'insurger contre le choix d'un type fictif? Voilà la raison de notre refus : les masses statistiques sont le résultat d'une variation incessante des valeurs caractérisant le mouvement de la population ; c'est ce mouvement dont la loi la plus constante est la variation même, donc ce serait faire opposition à la vie que d'ériger en population standard une population stationnaire. La mortalité a toute chance de baisser encore pendant longtemps, cependant, avec des fluctuations annuelles ; on ne peut non plus espérer que le taux de natalité va devenir fixe. Donc rien que le mode de « calcul » d'une population stationnaire (dans l'hypothèse que la mortalité et la natalité ne subiront pas de changement pendant un temps assez long) fait radicalement fi de l'expérience et des événements probables.

*

Voyons s'il serait possible de trouver des critères moyennant desquels on choisirait la population standard sans encourir le reproche de tomber dans l'arbitraire? Notre point de départ doit être la population comme résultat d'un *processus d'évolution*, déterminé lui-même par l'ordre régulier — quoique non mécanique — des naissances et des décès. Autrement dit, les âges se répartissent naturellement dans une population s'il n'intervient aucune cause exceptionnelle, telles qu'une grande guerre, une émigration ou une immigration extraordinaires, une décadence se traduisant par le dépeuplement, etc. toutes ces causes agissant avant tout sur la composition de la population au point de vue de l'âge des individus. D'un autre côté, il est contraire à la saine logique de ramener les phénomènes démographiques d'une population à composition assez régulière à une population dont la composition accuse de fortes irrégularités, puisque chaque société a elle-même une tendance à faire disparaître dans son sein tout état de choses anormal.

Si nous voyons dans l'accroissement numérique de la population une tendance générale de l'histoire, et si nous voulons faire un rapprochement avec le XIX^e siècle, respectivement avec les années d'avant-guerre marqués également de cette tendance, nous devons choisir pour population-type une population qui se renouvelle suivant un rythme satisfaisant, c'est-à-dire dont la *natalité* est assez élevée. En prenant pour standard l'état d'un pays où les phénomènes démographiques reflètent un stade très avancé, nous aurions à corriger les anciens taux de mortalité bruts de telle façon, qu'ils atteignent un niveau artificiellement rehaussé !

En outre, il est préférable d'adopter comme standard une population dont la natalité accuse une certaine stabilité, car dans une telle population, les générations se suivent avec plus de régularité que chez un peuple dont la natalité baisse ou — exceptionnellement — se relève brusquement. Les variations subites de la natalité provoquent en effet l'instabilité de la répartition des individus par âge.

Comme la répartition de la population par âge dépend aussi de l'allure de la mortalité des âges, et que chaque âge est caractérisé par un taux de mortalité typique, le standard idéal sera approché le mieux par une population à l'intérieur de laquelle la mortalité des diverses classes d'âge s'écartera le moins possible du taux de mortalité moyen de ces classes. Bien entendu, il n'est pas essentiel que cette population reflète la mortalité moyenne de l'Europe ou du monde ; ce qui importe, c'est que la courbe de mortalité des divers âges représente aussi fidèlement que possible la courbe des mortalités typiques.

Il est désirable ensuite que la proportion des classes d'âge dans la population standard ne varie guère avec le temps. Sans doute, cette proportion dérive de la natalité générale et de la mortalité des classes d'âge. Donc la constance de la proportion en question contrôle et confirme les observations concernant la « régularité » de la natalité et de la mortalité, et nécessitées par le souci de bien choisir la population standard. Raison de plus qu'on s'en occupe.

Enfin, la répartition naturelle de la population par âge est troublée par l'émigration et l'immigration ; donc il est désirable

que ces deux courants aient une intensité très faible à l'intérieur de la population prise pour standard, ou au moins qu'ils se neutralisent aussi parfaitement que possible.

Il va sans dire qu'un État réunissant complètement toutes les conditions énumérées est introuvable sur le globe.

Par exemple, il faudrait exclure de la compétition tous les États ayant pris part à la guerre. Et même la population actuelle des pays neutres, quoique moins touchés par la guerre que les nations des deux camps, n'est pas l'image de la population normale. La standardisation ayant pour but de fournir une base raisonnable à la comparaison d'époques différentes, l'attention s'arrête naturellement sur les populations qui existaient avant la grande guerre, fossé profond entre deux périodes de l'histoire. De plus, l'entrée en considération doit être réservée aux pays dont l'évolution naturelle n'a point été troublée au cours des 80 dernières années, durée limite de la vie d'une génération. Ainsi, il peut être question de la Suède, de la Norvège, de la Suisse, de la Hollande et — si nous faisons abstraction de la guerre insignifiante de 1864 — du Danemark.

Le choix du standard sera donc limité à la population de ces cinq États.

I. La *natalité* avait, si on considère seulement ces États, avant la guerre comme dans la deuxième moitié du siècle dernier (et elle a de nos jours aussi) la valeur la plus élevée en Hollande. La moyenne des années 1908 à 1913 y accuse 29·1 naissances vivantes pour 1000 habitants. Ce qui rehausse la signification de ce taux, c'est que la Hollande n'appartient pas à cette catégorie de pays où une fraction très importante de la population adulte vit dans le mariage. Donc la grande natalité est due à la fécondité des femmes mariées ; d'ailleurs, étant inférieure à 30 pour mille, on ne saurait objecter qu'elle représente un niveau exceptionnel. La moyenne européenne, influencée par la forte natalité des Slaves de l'Orient et du Sud, du peuple italien et aussi un peu de l'ancienne Double-Monarchie, a dépassé le taux enregistré en Hollande. Au point de vue de la natalité, on pourrait encore choisir le Danemark ou la Norvège qui représentent une bonne moyenne. Mais la Suède doit être rejetée, sa natalité est la plus faible de l'Europe. Voici l'ordre des cinq

États considérés : 1° Hollande, 2° Danemark, 3° Norvège, 4° Suisse, 5° Suède.¹

II. Au point de vue de la *stabilité* du taux de natalité, c'est également la Hollande qui est appelée à réunir les suffrages, surtout si on considère l'évolution pendant la dernière dizaine d'années. Le hasard semble avoir peu de rôle dans cet état de choses ; nous n'avons qu'à comparer le taux actuel de la natalité au taux observé dans les années 70 ou 80 du siècle dernier, ou au taux des années d'avant-guerre, pour voir que de tous les États envisagés pour la standardisation, c'est la Hollande dont le taux de natalité accuse la baisse la plus faible. La Hollande, c'est une tache de verdure dans ce paysage automnal et désolé auquel on peut comparer sans exagération le mouvement démographique des peuples européens de l'Ouest et du Nord. Autrefois c'était la Norvège, aujourd'hui c'est le Danemark où le recul de la natalité est le plus lent ; la Suède offre à cet égard aussi le tableau de la décadence. Pour la variation de la natalité, les cinq États se rangent dans l'ordre suivant : 1° Hollande, 2° Norvège, 3° Danemark, 4° Suisse, 5° Suède.²

III. Nous avons employé deux méthodes pour comparer la *mortalité* des différentes classes d'âge avec la mortalité typique de ces classes, et nous nous permettons de renvoyer à l'étude que nous avons publiée sur ce sujet (La Mortalité en Hongrie, etc. Journal de la Société Hongroise de Statistique, 1929, pages 476 et suivantes). Nous avons déterminé en cet endroit les taux de mortalité des classes d'âge des trois États le plus favorisés et des trois États le moins favorisés, au point de vue de la mortalité, d'un ensemble embrassant à peu près tout le monde

	Nombre des naissances pour 1000 habitants				
	1908—1913	1921—1925	1926	1927	1928
Hollande	29.1	25.5	23.8	23.1	23.3
Danemark	27.1	22.2	20.5	19.6	19.6
Norvège	26.0	22.0	19.3	18.8	18.0
Suisse	24.7	19.4	18.2	17.4	17.3
Suède	24.4	19.1	16.9	16.1	16.1

	Indice du chiffre de la natalité, rapporté aux années 1875/84 et 1908/13					
	1875/84	1921/25	1928	1908/13	1921/25	1928
	moyennes			moyennes		
Hollande	1000	710	650	1000	872	801
Danemark	1000	692	611	1000	819	708
Norvège	1000	703	575	1000	846	693
Suisse	1000	647	577	1000	786	700
Suède	1000	641	540	1000	783	635

Voir : Annuaire International de Statistique, La Haye, 1917, tome II, et Annuaire Statistique International (Société des Nations), Genève, 1930, page 52.

civilisé.¹ Maintenant pour examiner le cas d'un État (le Danemark, par exemple), nous cherchons comment ses taux de natalité (pour le Danemark : 83·86, 5·91, 2·21, 4·44, 8·62, 27·06, 92·40) se placent entre les taux des deux groupes de trois États, et nous calculons notamment le rapport de l'écart entre le taux à examiner et le taux minimum à l'intervalle séparant le minimum du maximum. En Danemark, le taux de mortalité des enfants au-dessous d'un an dépasse le minimum de 23·79 unités pour mille ; l'intervalle du minimum (60·07) au maximum (258·18) des taux est mesuré par 198·11 unités ; l'écart trouvé en représente 12·0%. Pour les six autres classes d'âge, l'intensité relative de l'écart se chiffre par 0·7%, 4·2%, 6·0%, — 1·2%, 12·3%, 17·1%. La somme des nombres ainsi trouvés, soit 42·1, peut servir de mesure pour caractériser la différence des États le plus favorisés à l'État en question. On pourrait prendre aussi comme caractéristique l'écart entre le plus petit et le plus grand des termes de la suite (dans notre cas : — 1·2 et 17·1), soit pour le Danemark 18·3. Une autre méthode consisterait à exprimer l'uniformité de la mortalité par la dispersion (6·28) des termes autour de la médiane (ce qui, pour la suite 12·0, 0·7, 4·2, 6·0, — 1·2, 12·3 et 17·1, est 6·0). Dans la note au bas de la page, on trouvera le tableau des indices de mortalité, calculés comme il vient d'être expliqué, pour les sept classes d'âge des cinq États considérés.²

Age	Moyennes des taux de mortalité dans les trois États le plus favorisés le moins favorisés en 1920/21	
Moins d'un an	60·07	258·18
De 1 à 4 ans	5·66	42·89
5 à 19 „	2·01	6·83
20 à 39 „	3·99	11·46
40 à 59 „	8·71	15·99
60 à 69 „	24·58	44·75
70 ans et plus	84·94	128·57

	Nombre des décès pour 1000 habitants						
	de moins de 1 an	1 à 4 ans	5 à 19 ans	20 à 39 ans	40 à 59 ans	60 à 69 ans	70 ans et plus
	en 1 9 2 0 — 1 9 2 1						
Danemark	83·86	5·91	2·21	4·44	8·62	27·06	92·40
Hollande	77·71	9·10	2·20	4·02	8·95	30·41	99·09
Norvège	56·23	5·76	3·27	6·51	8·97	23·59	88·10
Suisse	91·07	7·85	2·79	5·25	12·64	38·61	114·96
Suède	64·04	7·31	3·06	5·49	9·06	24·59	91·93

	Intensité relative de l'écart compté du minimum (en %)						
	de moins de 1 an	1 à 4 ans	5 à 19 ans	20 à 39 ans	40 à 59 ans	60 à 69 ans	70 ans et plus
Danemark	12·0	0·7	4·2	6·0	— 1·2	12·3	17·1
Hollande	8·9	9·2	3·9	0·4	3·3	28·9	32·4
Norvège	— 1·9	0·3	26·1	33·7	3·6	— 4·9	7·2
Suisse	15·6	5·9	16·2	16·9	54·0	69·6	68·8
Suède	2·0	4·4	21·8	20·1	1·7	0·1	16·0

Suivant qu'on adopte comme base de comparaison la première, la deuxième ou la troisième caractéristique, les États se rangent dans un ordre différent. 1° Avec la somme des intensités relatives des écarts, la première place revient à la Hollande, on a notamment :

1) Hollande	41.1
2) Danemark	42.1
3) Suède	57.4
4) Suisse	74.2
5) Norvège	86.3

2° Si nous rangeons les États par ordre d'importance de l'intervalle entre le minimum et le maximum des intensités relatives, nous trouvons le Danemark en tête :

1) Danemark	18.3
2) Suède	21.7
3) Hollande	32.0
4) Norvège	38.6
5) Suisse	63.7

3° Si nous considérons la dispersion autour de la médiane, nous devons de nouveau commencer par le Danemark :

1) Danemark	6.28
2) Suède	9.02
3) Hollande	10.48
4) Norvège	12.25
5) Suisse	25.85

Comme chacune des trois méthodes donne un critère d'égale valeur, rien n'empêche d'assigner aux États un rang égal à la moyenne arithmétique des trois rangs précédemment trouvés :¹

¹ On peut objecter que nous cherchons un standard d'avant-guerre et que nous examinons l'allure des taux de mortalité des classes d'âge d'après-guerre. Cette objection est fondée dans une certaine mesure. Mais l'expérience démontre qu'en général la mortalité forte de certaines classes d'âge et la mortalité faible d'autres ne changent guère à l'intérieur de la même nation, autrement dit que l'intensité relative de l'écart du taux de mortalité compté du minimum reste sensiblement constante. (Exemples : la classe des hommes mûrs en Suisse et la classe des hommes jeunes et vigoureux chez les peuples scandinaves présentent constamment une mortalité élevée ; la classe des enfants de bas âge en Scandinavie se distingue toujours par une mortalité relativement faible).

- 1) Danemark 1.33 c'est-à-dire (2 + 1 + 1) : 3
- 2) Hollande 2.33 » (1 + 2 + 2) : 3
- 3) Suède 3.00 » (3 + 3 + 3) : 3
- 4) Norvège 4.33 » (5 + 4 + 4) : 3
- 5) Suisse 4.67 » (4 + 5 + 5) : 3

IV. L'importance relative des classes d'âge dans l'ensemble de la population paraît, au témoignage des trois derniers recensements, présenter le caractère le plus constant en Hollande sans que, d'ailleurs, la situation du Danemark ou de la Suède soit de beaucoup inférieure à celle de la Hollande.¹ Si nous totalisons les variations observées dans les classes d'âge embrassant chacune 20 ans, depuis le commencement et jusqu'à la fin de la période de 1900 à 1920, nous arrivons au tableau suivant :

- 1) Hollande 4.78
- 2) Danemark 5.71
- 3) Suède 6.18
- 4) Norvège 7.16
- 5) Suisse 7.57

Il est à noter qu'entre 1900 et 1910, le changement a été un peu plus rapide en Hollande qu'en Danemark.

V. Nous ne possédons pas pour tous les pays des informations homogènes concernant l'émigration, l'immigration et le retour des émigrés. Mais le bilan des recensements, rapproché de la statistique de l'accroissement naturel de la population, permet de juger l'influence bonne ou mauvaise des migrations sur le mouvement démographique. Il ne faut cependant pas oublier

Age	Répartition par âge de 100 habitants								
	Danemark			Hollande			Norvège		
	1900	1910	1920	1900	1910	1920	1900	1910	1920
Moins de 1 an	2.71	2.57	2.40	2.87	2.73	2.67	2.79	2.45	2.50
1 à 4 ans	9.75	9.52	8.06	10.12	9.86	8.65	10.15	9.54	8.58
5 à 19 „	31.07	30.65	30.19	31.36	31.43	31.10	32.20	33.09	31.11
20 à 39 „	27.87	28.75	29.78	28.90	29.21	29.74	26.15	25.87	28.94
40 à 59 „	18.53	18.37	19.03	17.50	17.78	19.05	17.51	17.78	17.86
60 à 69 „	5.77	5.74	6.09	5.66	5.35	5.26	5.68	5.96	6.17
70 ans et plus	4.06	4.05	4.16	3.59	3.63	3.53	5.52	5.31	4.84
				Suisse			Suède		
				1900	1910	1920	1900	1910	1920
Moins de 1 an				2.31	2.11	1.81	2.48	2.29	2.24
1 à 4 ans				9.09	8.65	6.67	8.99	8.92	7.36
5 à 19 „				28.13	30.00	29.42	30.42	29.77	29.20
20 à 39 „				31.10	31.08	30.86	27.12	28.07	29.54
40 à 59 „				19.09	19.30	21.96	19.07	18.98	19.46
60 à 69 „				5.11	5.61	5.86	6.72	6.56	6.87
70 ans et plus				2.92	3.25	3.42	5.20	5.39	5.33

1 Voir : Annuaire International de Statistique, tome Ier, La Haye, 1916. — Aperçu de la Démographie des divers pays du Monde, La Haye, 1925.

qu'un fort courant d'émigration joint à un courant d'immigration également important modifie aussi peu le chiffre de la population que l'absence de tout échange de population avec l'étranger. Seulement, dans le premier cas, les éléments sortants et entrants peuvent différer beaucoup aux points de vue de l'âge, de la situation de famille, etc. et amener une perturbation profonde à la composition naturelle de la population. Une population stable présente plus d'avantages.

A l'heure qu'il est, nous ne disposons pas — nous le répétons — de renseignements satisfaisants concernant la migration de la population des cinq États considérés. Dans les deux États scandinaves, l'intensité élevée de l'émigration réduit généralement l'accroissement effectif de la population au-dessous du niveau de l'accroissement naturel; en Suisse, c'est le phénomène contraire qui se produit. Les deux taux d'accroissement sont le plus rapprochés encore en Danemark et en Hollande, mais là non plus l'égalité n'existe pas.

Même aujourd'hui, la plupart des émigrants dirigent leurs pas vers les États-Unis d'Amérique. Suivant la statistique de l'immigration dans les États-Unis, les nouveaux arrivants originaires de la Hollande sont les moins nombreux (en considérant toujours les cinq États : Danemark, Hollande, Norvège, Suisse, Suède).¹

Au cours des 20 années de 1891 à 1910, la masse totale des émigrants a représenté par rapport à la population de 1900 les fractions suivantes :

1) Hollande	1.5%
2) Suisse	2.0%
3) Danemark	4.7%
4) Suède	9.2%
5) Norvège	12.9%

N'oublions pas que la Hollande a un courant d'émigration vers

	Émigration aux États-Unis		Total	d'Amérique Proportion pour cent rapportée à la population de 1900
	1891—1900	Nombre des émigrés 1901—1910		
Danemark	50.000	65.000	115.000	4.7
Hollande	27.000	48.000	75.000	1.5
Norvège	95.000	191.000	286.000	12.9
Suède	226.000	250.000	476.000	9.2
Suisse	31.000	35.000	66.000	2.0

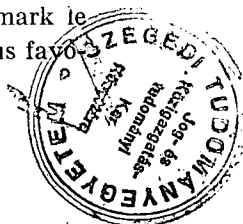
ses riches colonies et reçoit un nombre respectable d'arrivants du continent européen. Quant à la Suisse, l'immigration périodiquement très forte a dû influencer sur la composition de la population. Pour plusieurs raisons, on peut admettre que les déplacements de la population ont provoqué le moins de changement en Danemark ; que la deuxième place revient à cet égard à la Hollande, et que la Suisse et la Suède se partagent entre les troisième et quatrième places.

Les rangs positifs (et les rangs hypothétiques dernièrement établis) que nous avons attribués aux cinq États, aux divers points de vue auxquels nous nous étions placés, permettent de former un *rang moyen* propre à guider le choix de la population standard. Voici donc les rangs résultant des diverses considérations avec les rangs moyens :

	Danemark	Hollande	Norvège	Suisse	Suède
I. Taux de natalité ...	2	1	3	4	5
II. Stabilité du taux de natalité... ..	3	1	2	4	5
III. Uniformité de la mortalité dans les classes d'âge	1	2	4	5	3
IV. Stabilité des classes d'âge	2	1	4	5	3
V. Influence des migrations	1	2	5	3.5	3.5
<i>Rang moyen</i>	1.80	1.40	3.60	4.20	3.90

Nous avons le sentiment que la méthode suivie présente une certaine rigidité, surtout parce que les divers rangs interviennent avec le même poids dans la formation du rang moyen. Il y a là matière à controverse.

Mais il n'est pas douteux que la Hollande et le Danemark sont les concurrents les plus sérieux pour gagner la première place. Leur supériorité sur les autres est éclatante. Cependant la *Hollande* l'emporte sur le Danemark, car, malgré que — en l'absence de renseignements positifs — nous lui avons attribué par estimation le second rang au point de vue du dernier critère (celui de l'émigration et de l'immigration), et au Danemark le premier, finalement c'est à elle que revient le rang le plus favorable.



La Suède est distancée de beaucoup par ces deux États. La raison en est que sa population a évolué de telle façon que, sauf la France, dans nul autre pays européen les classes âgées n'ont la même importance relative qu'en Suède ; une autre raison de cet état de choses est que le courant puissant de l'émigration enlève à la Suède chaque année un notable contingent d'éléments sains et vigoureux, ce qui fausse la répartition normale des individus par âge.

Si on se refuse à ranger la forte natalité parmi les critères essentiels d'une bonne population standard, on pourra adopter une autre solution : réunir les cinq populations en question en une seule qu'on prendra pour type au point de vue de la répartition des individus par âge. Ce ne serait pas un mauvais standard ! (L'émigration prenant naissance dans les pays scandinaves serait contrebalancée par l'immigration enregistrée en Suisse, au moins jusqu'à un certain degré.)

Pourtant, la supériorité dont jouit la Hollande à l'égard des facteurs déterminant la répartition naturelle de la population par âge, parle hautement en faveur de l'adoption de sa population comme type auquel il convient de rapporter les caractéristiques des mouvements démographiques, et en premier lieu les taux de mortalité. Cette composition d'âges serait la base de comparaison la plus logique du mouvement de la population d'avant la grande conflagration tant avec celui de nos jours qu'avec celui des temps futurs.¹

¹ D'après cela, la *population standard* constituant la base des comparaisons dans le temps et l'espace (population de la Hollande au 31 décembre 1909) se répartit par âge comme il suit :

Moins de 1 an	2.73 %	40 à 59 ans	17.78 %
1 à 4 ans	9.86 %	60 , 69 ,	5.35 %
5 , 19 ,	31.43 %	70 , 79 ,	2.88 %
20 , 39 ,	29.22 %	80 ans et plus	0.75 %

Voici encore les *autres standard* qui servaient de base dans nos développements aux taux de mortalité des diverses populations :

	Population réunie des 5 États neutres (1910)	Suède (1920)	Hongrie (1920)
Moins de 1 an	2.44	2.24	2.66
1 à 4 ans	9.35	7.36	5.65
5 , 19 ,	30.82	29.20	32.91
20 , 39 ,	28.78	29.54	30.68
40 , 59 ,	18.49	19.46	19.12
60 , 69 ,	5.86	6.87	5.99
70 , 79 ,	3.28	3.98	2.48
80 ans et plus	0.98	1.35	0.51