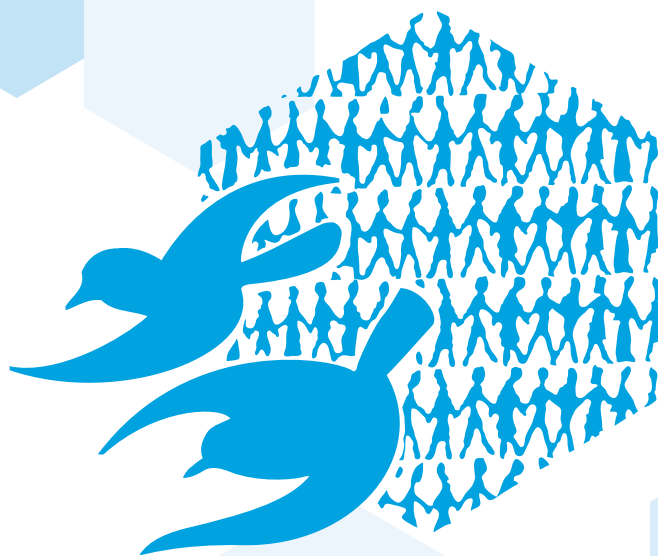


# Démographie et différences

*Colloque international de Montréal (7-10 juin 1988)*



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

**AIDELF**

# Un aspect de l'étude des différences en démographie : l'analyse des écarts par rapport à des normes

---

## • Roland PRESSAT

Institut national d'études démographiques, Paris, France

La mesure des différences en démographie est la clef de la recherche causale et se présente comme un substitut à l'expérimentation, inconcevable dans le domaine en cause.

Le plus souvent les différences étudiées résultent du rapprochement des situations dans des populations différentes ou dans une même population à différentes époques. Mais on peut concevoir une mise en évidence de différences par rapport à certaines normes que l'on aura pu dégager, dans le passé, au fil des observations et des analyses.

C'est à l'utilisation de certaines de ces normes, en tant qu'éléments de comparaison par rapport à des situations observées, que nous allons procéder.

### Les tables types de mortalité

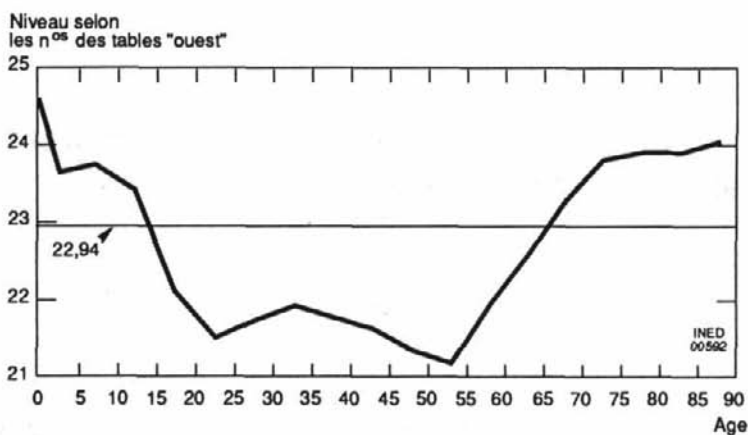
C'est vraisemblablement en matière de mortalité que l'on a établi en premier des normes, notamment en mettant à profit des rigidités statistiques permettant d'associer à un niveau d'ensemble du phénomène une structure des risques aux divers âges<sup>(1)</sup>. Après le premier essai dans ce sens, effectué en 1956 par la Division de la population des Nations unies, de nombreux systèmes de tables types sont apparus dont nous ne retiendrons, pour notre propos, que les systèmes de Coale et Demeny d'une part et de Ledermann d'autre part.

Dans le système «Ouest» de Coale et Demeny, la vie moyenne des hommes en France en 1983-1985 (71,04 ans) correspond au niveau 22,94 (niveau 22 : 68,57 ans; niveau 23 : 71,20 ans). Par rapport à ce niveau d'ensemble, les niveaux aux divers âges, définis par comparaison des quotients de mortalité observés, aux quotients des tables types, se situent ainsi que l'indique le graphique 1.

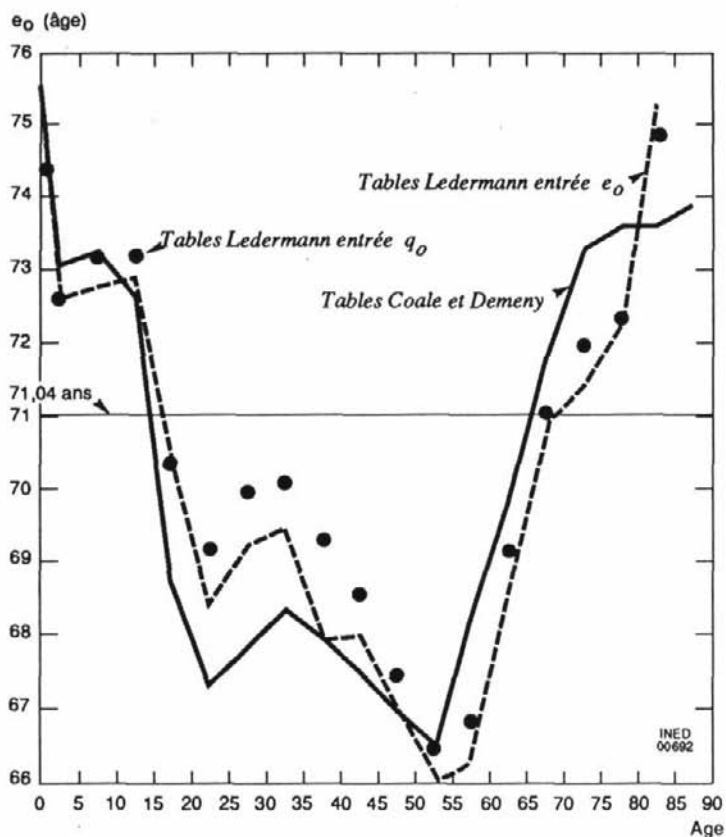
Ainsi, si l'ensemble des quotients de mortalité était cohérent avec le quotient à 0 an, la vie moyenne s'élèverait au niveau 24,58 des tables types soit 75,50 ans, tandis que si tous les quotients étaient alignés sur le niveau minimal observé entre 50 et 55 ans (niveau 21, 19), la vie moyenne s'abaisserait à 66,51 ans. Au total, le niveau d'ensemble de la mortalité des hommes en France apparaît comme un compromis entre une situation favorable en début et fin de vie et une surmortalité connaissant deux pics, à 20-24 ans et 50-54 ans.

---

<sup>(1)</sup> On pourrait aussi signaler les travaux très antérieurs de Gompertz et Makeham, mais leur utilisation en tant que situation de référence relève davantage de problèmes d'ajustements que de mises en valeur de différences en tant que telles.



Graphique 1.- Place de la mortalité des hommes en France (1983-85) dans le système de Coale et Demeny



Graphique 2.- Place de la mortalité des hommes en France (1983-85) dans le système des tables types de Coale et Demeny et dans celui des tables types de Ledermann

Plus expressive, mais aboutissant naturellement au même type de tracé, est la représentation de la suite des vies moyennes équivalentes aux quotients aux divers âges (tracé continu du graphique 2). Avec ce tracé, nous pouvons nous prêter à la comparaison avec ce que donne la référence aux tables types de Ledermann.

Pour ce faire, nous retiendrons dans cet ensemble, les tables dont l'entrée est fixée par la valeur du quotient de mortalité infantile  $q_0$ ; nous avons aussi tracé le réseau ayant  $e_0$  comme entrée. Les silhouettes des deux tracés ainsi obtenus s'apparentent bien à celle à laquelle le recours aux tables de Coale et Demeny nous avait fait parvenir, bien que les observations à la base des deux modèles ne soient pas rigoureusement les mêmes.

Enfin, nous pouvons faire un autre emploi des tables de Ledermann, illustrant bien la souplesse d'utilisation de ces tables : retenant les tables dans lesquelles on entre par le paramètre  $e_0$  estimons les valeurs des divers quotients  $q_x$  attachées à la valeur de  $e_0$  choisie, en l'occurrence ici 75,02 ans sexes réunis (ce qui constitue l'entrée) correspondant à 71,04 ans pour les hommes. On y parvient en mettant en œuvre la formule

$$\log q_x = a_{x0} + a_{x1} \log (100 - e_0)$$

les jeux de coefficients  $\{a_{x0}, a_{x1}\}$  étant à prendre dans l'ouvrage de l'auteur.

On est donc en présence, pour un niveau d'ensemble de la mortalité, dans le cas présent celui de la mortalité masculine en France en 1983-85 défini par  $e_0 = 71,04$  ans :

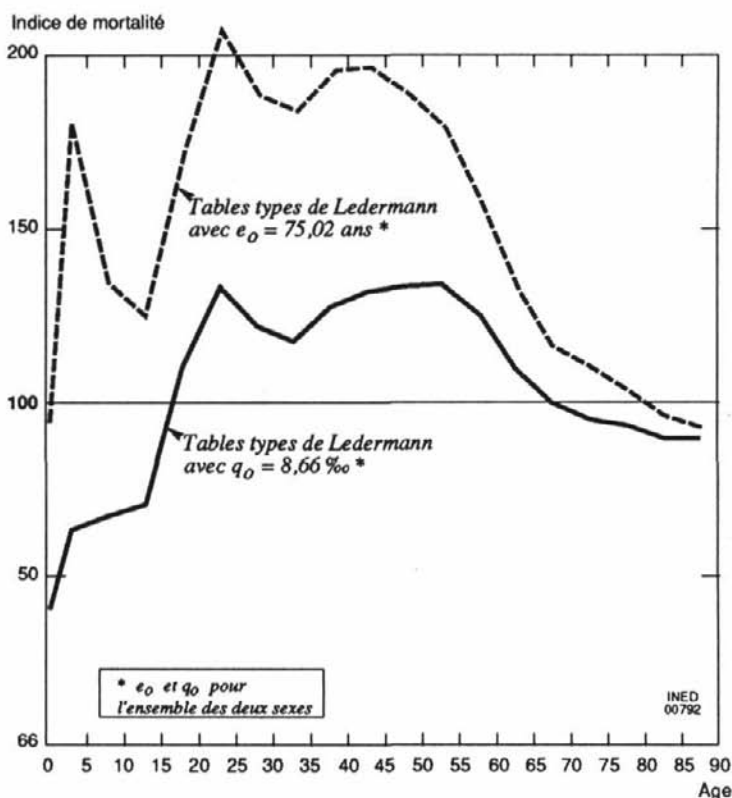
— d'une part, de la série des quotients par âge selon la norme définie par la table type correspondante de Ledermann;

— d'autre part, de la série des quotients par âge tels que résultant des observations pratiquées en France en 1983-85.

Les rapports des quotients de cette deuxième série aux quotients correspondants de la première, fournissent une suite d'indices par âge mettant en relief sous-mortalité (indice inférieur à 100) ou surmortalité (indice supérieur à 100), par rapport à la norme utilisée (courbe (I) du graphique 3). Ainsi, nous vérifions bien que le niveau de l'ensemble résulte des effets conjoints d'une sous-mortalité relative aux âges extrêmes, contrebalancée par une surmortalité de 15 à 65 ans avec les pointes déjà signalées à 20-24 ans et 50-55 ans, le recours à des indices permettant ici de quantifier surmortalité et sous-mortalité.

On peut d'ailleurs procéder à de nombreuses analyses selon le principe précédent, en faisant choix d'un autre paramètre (voire de deux paramètres), à prendre dans le lot des entrées retenues par Ledermann, et en entrant dans la famille des tables types avec la valeur que revêt ce paramètre (ou que revêtent ces deux paramètres), dans la table étudiée. On situe alors les valeurs que l'on peut attendre, pour l'ensemble des données de la table type ainsi choisie, par rapport aux données correspondantes de la table étudiée. C'est de cette façon qu'a été obtenu le tracé (II) (graphique 3), l'entrée étant la mortalité infantile au niveau 8,66 p. 1000 qu'elle atteint pour l'ensemble des deux sexes en France en 1983<sup>(2)</sup>. On conclura ici qu'à tous les âges entre 1 et 80 ans, la mortalité masculine

<sup>(2)</sup> A cette fin, on aurait pu utiliser les premières tables types, celles des Nations unies de 1956, qui ont été constituées par estimations en chaîne des quotients à partir de celui de mortalité infantile; outre que cette manière de construire les tables types est à l'origine de biais, leur emploi pour le présent propos aurait été beaucoup moins commode.



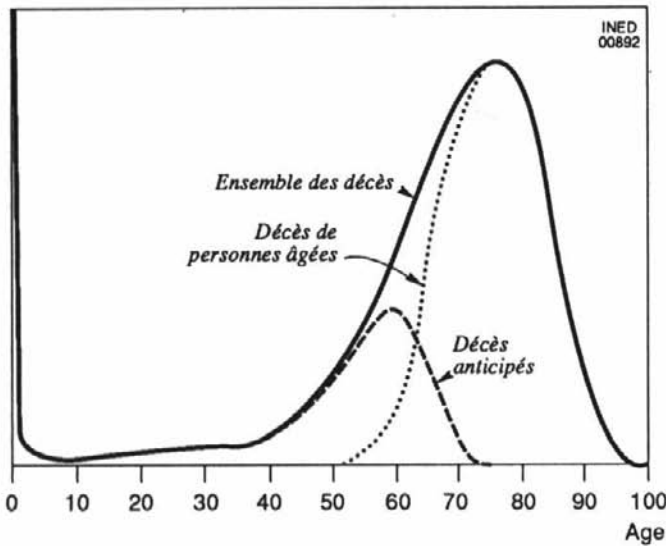
Graphique 3.- Sous-mortalité et surmortalité des hommes en France (1983-85)

française se situe à un niveau relativement moins bon que celui qui a été atteint entre 0 et 1 an; accessoirement, on notera que le taux de mortalité infantile attendu pour les hommes (10,17 p. 1000) sur la base du taux sexes réunis (8,66 p. 1000) est un peu supérieur à celui observé (9,77 p. 1000).

### Analyse biométrique de la mortalité

Si les tables types constituent les normes actuellement les plus utilisées en matière de mortalité, on doit signaler un type d'approche antérieur qui a fourni, et peut encore fournir, des repères dans l'appréciation du phénomène. Ici, il s'agit de distinguer ce qui, dans la mortalité, relève du vieillissement de l'organisme de ce qui tient aux causes accidentelles (accidents proprement dits et péril infectieux). On concrétise parfois cette distinction en parlant respectivement de mortalité endogène et de mortalité exogène.

Cette distinction explicitée déjà par Makeham quand il transforma la formule de Gompertz, a été reprise sous des formes diverses, conduisant par exemple à une décomposition de la courbe des décès par âge selon la distinction «anticipated deaths»



Graphique 4

Source : B. Benjamin, Demographic and actuarial aspects of ageing with special reference to England and Wales. *Journal of the Institute of Actuaries*, 1964, Vol. 90, N° 3 (N° 386)

(décès anticipés) et « senescent deaths » (décès de personnes âgées) telle que B. Benjamin la présente à la suite des travaux de Clarke sur les données de la table de mortalité masculine anglaise n°11, 1950-1952 (cf. graphique 4); dans ce dernier cas, la séparation entre les deux catégories de décès a été effectuée par l'auteur en adoptant comme « senescent deaths » ceux déterminés par la symétrie de la courbe des décès au-delà de l'âge normal au décès et, après l'âge normal, tous les décès : il reste alors à reconstruire la courbe des décès en répartissant les « anticipa-

ted deaths » selon la courbe des « senescent deaths ». On peut ainsi, théoriquement, face à chaque situation, procéder à une analyse de ce type pour faire apparaître l'écart entre ce qui est observé et ce qui constitue un objectif réalisable. En fait, la mise en pratique d'une telle procédure est bien aléatoire, d'autant que sa base théorique est très sommaire.

Beaucoup plus riche de possibilités est l'analyse de la mortalité infantile reposant sur le même type de distinction entre les décès, distinction opérée par la méthode graphique de J. Bourgeois-Pichat : avec une échelle d'âges convenable, le cumul des décès depuis la naissance répond, au-delà du premier mois, à un alignement graphique et, ce sont les écarts à cette norme qui sont instructifs.

Ces écarts peuvent répondre à deux schémas :

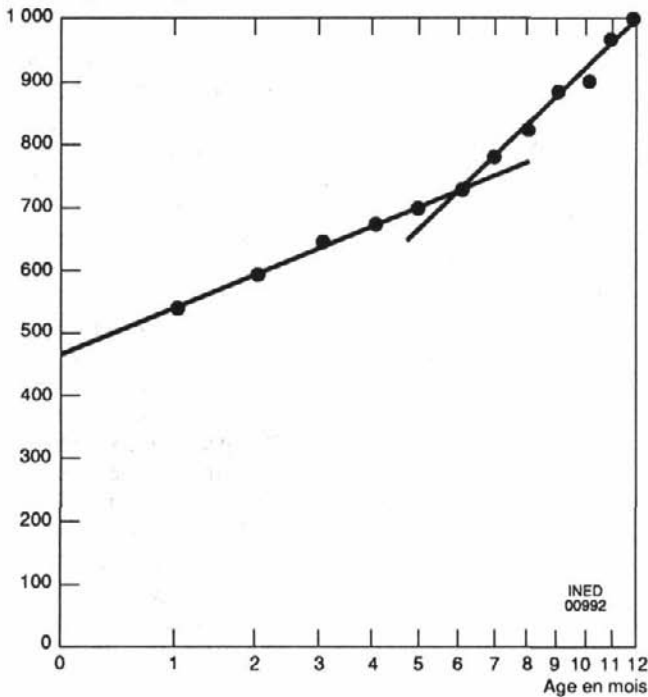
— l'un, observé par exemple dans une paroisse ancienne du midi de la France (graphique 5a),

« les décès cumulés sont alors au-dessus de la droite d'ajustement des premiers mois prolongée vers la droite. Ce cas, qui se rencontre encore aujourd'hui dans nombre de régions du pourtour de la Méditerranée, est le signe d'une surmortalité exogène » dans les six derniers mois<sup>(3)</sup>;

— dans l'autre, au redressement faisant suite à la cassure, se trouve substitué un infléchissement ; il en va ainsi dans une paroisse ancienne de Normandie (graphique 5b).

<sup>(3)</sup> cf. P. Valmary : *Familles paysannes...* Naturellement la cassure à 5 mois qui est signalée se rapporte au cas précis analysé, cette cassure pouvant s'observer à des durées différentes.

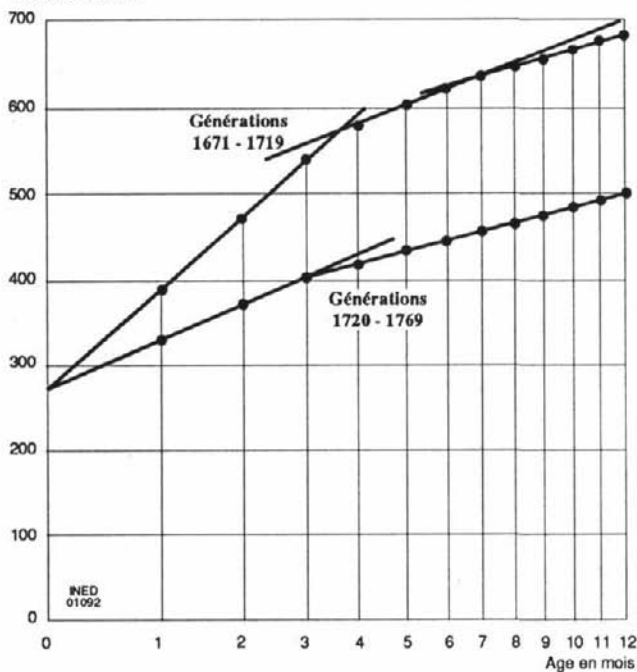
Nombres de décès  
cumulés (pour 1 000)



Graphique 5a

Source : P. Valmary, *Familles paysannes au XVII<sup>e</sup> siècle en Bas-Quercy*, Paris, INED/PUF, 1965, *Travaux et Documents*, Cahier n° 45.

Nombre absolu  
de décès cumulés



Graphique 5b

Source : H. Charbonneau, *Tourouvre-au-Perche aux XVII<sup>e</sup> et XVIII<sup>e</sup> siècles*, Paris, INED/PUF, 1970, *Travaux et Documents*, Cahier n° 55.

« Au lieu de l'alignement habituel, la courbe des décès cumulés par mois d'âge affiche une cassure à partir du quatrième mois (...). Ce double alignement n'est pas un phénomène propre à Tourouvre. Il s'est rencontré dans d'autres paroisses françaises du XVIII<sup>e</sup> siècle, et on l'a aussi observé récemment en Afrique Noire. Il s'agit d'une structure particulière de la mortalité infantile, se traduisant par une surmortalité exogène des premiers mois de vie »<sup>(4)</sup>.

### La fécondité naturelle

En matière de fécondité, comme de nuptialité, il est beaucoup plus difficile de dégager des permanences statistiques. C'est que,

— le phénomène varie selon deux dimensions, son calendrier et son intensité, alors qu'en mortalité on n'a à connaître que le calendrier;

— aucun consensus ne se dégage qui conduirait à des comportements féconds aux tendances permanentes dans un sens ou dans un autre, alors que l'action des individus contre la mort vise constamment à allonger le calendrier des décès...

C'est la référence à la fécondité naturelle qui constitue la norme essentielle par rapport à laquelle les fécondités observées prennent un sens. Cette fécondité de référence, définie par le fait qu'elle se manifeste en l'absence de décisions individuelles visant à limiter la procréation, ne s'établit pas pour autant à un niveau immuable en raison de la variété des comportements pour ce qui touche, par exemple, à la pratique de l'allaitement au sein et au respect de coutumes et interdits divers. Toutefois, ces pratiques n'empêchent pas que le comportement fécond reste sensiblement le même quel que soit le nombre d'enfants déjà nés, d'où il résulte que l'on peut caractériser la fécondité naturelle par un jeu de fonctions fécondité de la forme

$$Kf_N(x)$$

$K$  étant facteur constant appliqué à une fonction de référence  $f_N(x)$  pouvant être celle choisie par Coale, et résultant de la moyenne de 10 jeux de taux empruntés à l'ensemble considéré par L. Henry, mais dont furent écartés trois jeux souffrant visiblement de sous-enregistrement<sup>(5)</sup>. Voici ces taux pour la suite des groupes d'âges quinquennaux<sup>(6)</sup>

20-24 ans	25-29 ans	30-34 ans	35-39 ans	40-44 ans	45-49 ans
0,460	0,431	0,395	0,322	0,167	0,024

Nous considérons les deux principaux emplois qui peuvent être faits de cette série.

<sup>(4)</sup> cf. H. Charbonneau, *Tourouvre-en-Perche aux XVII<sup>e</sup> et XVIII<sup>e</sup> siècles*. Travaux et Documents. Cahier n° 55 INED et PUF, 1970.

<sup>(5)</sup> cf. par exemple, A. Coale & J. Trussel. Technical Note : Finding the two Parameters that Specify a Model Schedule of Marital Fertility. *Population Index*, vol. 44, n° 2, April 1978.

<sup>(6)</sup> Cette série présente de très légers écarts avec d'autres séries présentées dans d'autres publications.



Dans le premier emploi (Coale 1965) les taux  $f_{N,x}$  (équivalent en discret de  $f_N(x)$ ), entrent dans la confection de divers indices<sup>(7)</sup>. Notons

$$P_x, M_x, \bar{M}_x$$

les effectifs à l'âge  $x$  de la population totale, mariée et non mariée,

$$N, N_1, N_T$$

les naissances totales, légitimes et illégitimes une année donnée.

On calcule alors

$$I_f = \frac{N}{\sum P_x f_{N,x}}, \quad I_g = \frac{N_1}{\sum M_x f_{N,x}}, \quad I_h = \frac{N_T}{\sum \bar{M}_x f_{N,x}}, \quad I_m = \frac{\sum M_x f_{N,x}}{\sum P_x f_{N,x}}$$

qui sont respectivement des indices comparatifs de fécondité générale, légitime et illégitime, sur la base d'un jeu de taux types de fécondité naturelle,  $I_m$  constituant un indice de nuptialité. On vérifie que

$$I_f = I_g I_m + I_h (1 - I_m)$$

Ainsi, l'évolution de la fécondité générale peut être analysée selon trois composantes et ce sont les indices  $I_g$  et  $I_m$  qui reflètent l'écart existant entre fécondité effective et fécondité naturelle aux niveaux respectifs de la fécondité légitime et de la fécondité illégitime. On sait le large usage qui a été fait de ces indices dans l'étude de Princeton sur la baisse de la fécondité en Europe (cf. *The Decline of Fertility in Europe*, edited by A. Coale. Princeton University Press, 1966).

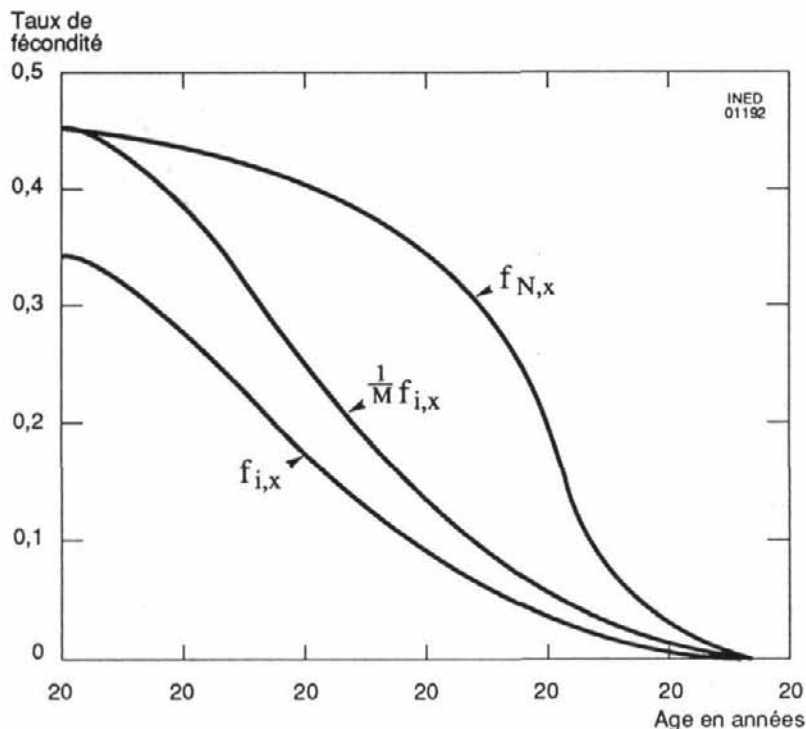
Aux taux de fécondité naturelle  $\{f_{N,x}\}$  que nous avons présentés précédemment correspond un certain calendrier du phénomène qui est le reflet exclusif de la diminution des capacités physiologiques de reproduction, capacités exercées toutefois dans un certain contexte socio-culturel, mais où ne se manifeste pas une volonté de limitation des naissances. Quand il y a limitation volontaire des naissances, la chute de fécondité légitime avec l'âge est plus importante. Coale a observé le phénomène sur 43 séries de taux relevées dans l'annuaire démographique des Nations unies relatif à l'année 1965. Pour préciser comment une de ces séries  $\{f_{i,x}\}$  s'écarte de  $\{f_{N,x}\}$ , l'auteur a appliqué un facteur  $M_i$  convenable ( $m_i = \frac{f_{i,20}}{f_{N,20}}$ ) à  $\{f_{i,x}\}$ : identique à 20 ans les courbes  $1/M_i f_{i,x}$  et  $f_{N,x}$  se différencient au-delà de cet âge (graphique 6), ainsi qu'en rend compte la relation

$$\frac{1}{M} f_{i,x} = f_{N,x} e^{-v(x)}$$

Des jeux de  $\{f_{i,x}\}$  ainsi choisis et des jeux de  $\{v_{i,x}\}$  qui en découlent, Coale a déduit, par moyennes arithmétiques, un jeu  $\{f_x\}$  associé à un jeu  $v(x)$  et tels que

$$f_x = M f_{N,x} e^{-v(x)} \quad (F)$$

<sup>(7)</sup> Coale employa en tant que  $f_{N,x}$  les taux observés en 1921-30 chez les Hutterites, groupe à très haute fécondité.



Graphique 6

$M$  découlant du même type d'exigence que celui retenu pour le choix de  $M_i$  soit,

$$f_{20} = M f_{N,20}$$

Travaillant sur des groupes de 5 ans on a, pour  $v(x)$ , les valeurs suivantes

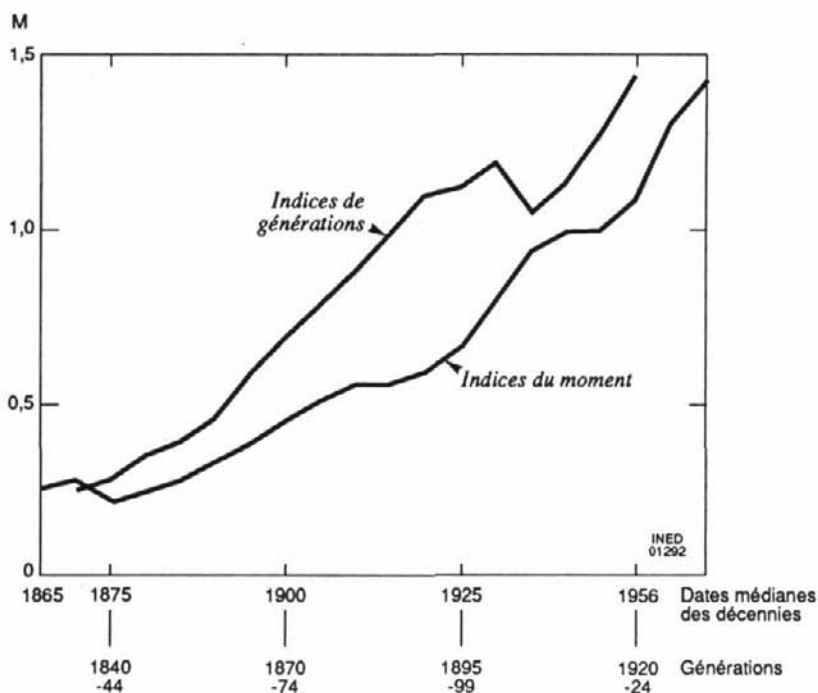
20-24 ans	25-29 ans	30-34 ans	35-39 ans	40-44 ans	45-49 ans
0	0,279	0,667	1,042	1,414	1,671

La formule (F) qui correspond à une situation moyenne ne s'adapte aux situations particulières qu'au prix de l'introduction d'un facteur  $m$  qui constituera un indice de l'extension prise par la pratique de limitation des naissances, à savoir

$$f_x = M f_{N,x} e^{-m v(x)} \quad (F')$$

Dans un premier temps, Coale mit en œuvre cette formule en déterminant  $M$  par la formule

$$M = \frac{f_{20-24}}{f_{N,20-24}}$$



Graphique 7.- Danemark. Evolution du paramètre  $m$

et en prenant  $m$  comme moyenne arithmétique des valeurs résultant de l'utilisation de ( $F'$ ) pour les intervalles successifs 30-34 ans et 35-39 ans (cf. *Age Patterns of Marriage, Population Studies*, juillet 1971).

Plus précise est l'estimation fondée sur l'ajustement d'une ligne droite aux quantités figurant dans le premier membre de l'égalité

$$\ln [f_{x-(x+4)} / f_{N, x-(x+4)}] = \ln M - mv_{x-(x+4)}$$

Dans la mesure où les normes de fécondité naturelle utilisées ne représentent qu'une situation moyenne, on pourra observer, en l'absence de limitation des naissances, de légers écarts à ces normes se traduisant par des valeurs de  $m$  non nulles (positives ou négatives). C'est d'ailleurs ce qui se produit lorsque l'on met à l'épreuve la formule ( $F'$ ) sur les données de L. Henry entrant dans la définition de  $f_{N, x}$ . Ainsi donc, on ne saurait, par référence aux valeurs de  $m$  décider, de façon précise, de l'instant où la limitation des naissances s'est introduite de manière significative dans une population. Du moins, comme nous le verrons, l'étude de l'évolution comparée de cet indice dans diverses populations par les différences qu'elle mettra en relief, pourra fournir d'intéressantes indications sur cette question.

Mais plus important est le fait qu'un point dans le développement de la présente méthode n'a pas été débattu : est-il indifférent de se référer aux mesures transversales

ou longitudinales de la fécondité légitime pour apprécier l'importance prise par la limitation des naissances? Et, subsidiairement, quelle localisation précise dans le temps convient-il d'assigner au phénomène analysé selon que l'on se réfère à l'une ou l'autre mesure? Enfin, en régime de fécondité dirigée on ne saurait attacher à un âge donné de la femme un niveau de fécondité légitime qui ne dépende que de cet âge. En particulier, la répartition des anciennetés de mariage à cet âge est – toutes choses égales d'ailleurs – un facteur important de différenciation.

C'est en ayant en esprit ces interrogations et ces remarques que nous allons interpréter l'évolution du paramètre  $m$  au Danemark, en mettant à profit la riche documentation rassemblée par P.C. Matthiessen (*Some Aspects of the Demographic Transition in Denmark*. Copenhagen 1970).

L'évolution de cet indice est assez différente selon qu'on le calcule dans des générations ou sur des données du moment (graphique 7). Autant que l'on puisse faire un rapprochement dans le temps entre les deux indices (l'indice du moment a été décalé sur le graphique de 27,5 ans, durée prenant en compte l'âge moyen à la maternité), l'indice du moment est toujours inférieur à l'indice de génération, ce qui semble être une règle générale en période de baisse continue de la fécondité. L'explication pourrait tenir dans le fait que la baisse de la fécondité se poursuit dans les générations au-delà de la date correspondante retenue pour représenter les indices du moment, et qu'ainsi le profil est plus abrupt dans le profil des taux de générations que dans l'ensemble composite des taux d'une période, taux qui sont empruntés à des générations différentes. Ainsi, concrètement, les taux à 40-44 ans dans les générations 1895-1899 seront observés au cours de la période 1935-1945 tandis que les taux à cet âge dans la décennie centrée sur 1925 (date mise en regard, sur notre graphique, des générations 1895-1899) sont le fait de générations beaucoup plus anciennes, en l'espèce, les générations 1880-1884.

Nous n'avons pas trouvé d'explication au recul de l'indice de générations dans les groupes 1905-1909 et 1910-1914. Et ce n'est que timidement que nous invoquons la possible inadéquation des normes, intervenant dans le modèle, qui ont leur origine dans une analyse de séries de taux de fécondité du moment.

Dans notre exemple, on saisit la situation dans le Danemark à une époque (vers 1865) où la prévention des naissances était encore quasi inexistante (indice de l'ordre de 0,25). L'extension de cette pratique d'abord, à rythme lent, et avec une légère pause vers 1910-1915, s'accélère entre les deux guerres et, après une stagnation dans les débuts de la décennie 1940, reprend avec une vigueur accrue.

Des analyses menées selon diverses catégories de sous-population (ce qui est possible au Danemark, pour l'époque considérée, selon des critères d'urbanisation), mettrait en relief les différences dans le développement de la limitation des naissances.