

CONSIDÉRATIONS STATISTIQUES SUR LE DÉCLIN DÉMOGRAPHIQUE DES PAYS CIVILISÉS

par

Jean LECLERCQ,
Agrégé de l'enseignement supérieur
et Ernest SCHOFFENIELS,
Docteur en médecine

Dans un de nos articles précédents nous disions¹ :

« Tout se passe comme si les sociétés belge et française se divisaient en trois catégories de personnes : les premières sont opposées à la fécondité matrimoniale et nulle aide économique ne pourra changer leur comportement; elles constituent le noyau irréductible, en voie d'agrandissement, des familles sans enfant ou à enfant unique; à l'extrême opposé, les secondes qui sont prêtes à consentir des sacrifices souvent héroïques pour élever une nombreuse famille; leur volonté est ferme et les fluctuations économiques ne modifient pas leur attitude, sinon à longue échéance; elles souhaitent qu'un système d'allocations leur apporte une aide massive; elles constituent le noyau irréductible, en voie de disparition, des familles nombreuses; les troisièmes, enfin, hésitent à déterminer définitivement leur statut démographique; elles sont extrêmement sensibles aux considérations économiques. Le point d'impact d'une politique démographique doit donc se situer dans cette troisième catégorie et vaincre ses hésitations. C'est dans la seconde catégorie, celle des familles nombreuses, que doit se situer le point d'impact d'une politique économique familiale. Il est trop évident que ces deux politiques se rejoignent finalement. »

MM. Leclercq et Schoffeniels, du laboratoire de biochimie de l'Université de Liège, apportent la démonstration mathématique de nos assertions.

Les statistiques démographiques sont généralement interprétées en considérant le nombre moyen d'enfants par femme, les pyramides d'âge, le taux de reproduction, etc. Ces méthodes d'analyse et de représentation sont évidemment très suggestives; appliquées à l'étude de la démographie des diverses régions de la Belgique, elles ont permis de situer très clairement la position de la

¹ Matériaux pour l'élaboration d'une politique démographique (Revue du C. E. W., n° 15, pp. 19 et 20).

Wallonie par rapport aux régions voisines (*C. E. W.*, 1955). Dans des problèmes aussi complexes, il est cependant intéressant de faire usage des méthodes analytiques les plus variées.

Les biologistes ont appliqué avec succès une autre méthode d'analyse des populations et groupements biologiques naturels. Elle consiste à rechercher la relation mathématique éventuelle existant entre *la classe* (par exemple : taille d'un individu, d'un organe; nombre d'espèces habitant un même milieu; nombre de genres réunissant les espèces d'un complexe écologique ou taxonomique) et *la fréquence* (par exemple : nombre d'individus de même taille; nombre d'individus par espèces habitant un même milieu; nombre d'espèces de chaque genre). Cette méthode a été appliquée à l'étude de plusieurs groupements naturels (Williams, 1943, 1944, 1947; Dehalu et Leclercq, 1951); elle a rendu des services aussi dans l'étude de certains phénomènes humains (Williams, 1944; Schoffeniels et Darcy, 1955).

Dans les données statistiques relatives à la démographie, on peut aussi distinguer deux séries numériques interdépendantes dont les relations peuvent être discutées du même point de vue. Le nombre d'enfants par femme est une classe qui varie de 0 à 12 et plus. A chaque élément de la classe (0, 1, 2, 3, ... enfants) correspond dans une population déterminée, un nombre donné de femmes (fréquence).

Notre propos est de montrer que les éléments considérés sont distribués corrélativement, non pas au hasard, mais bien suivant une loi mathématique.

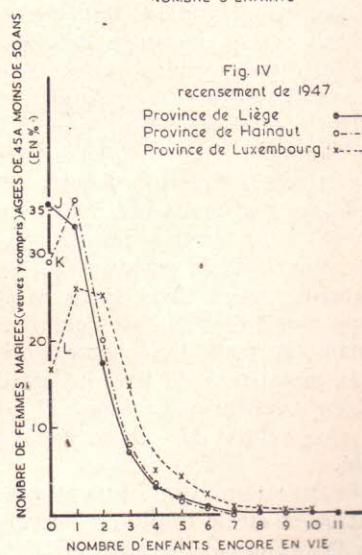
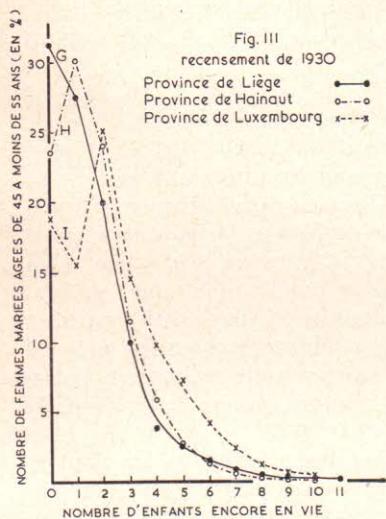
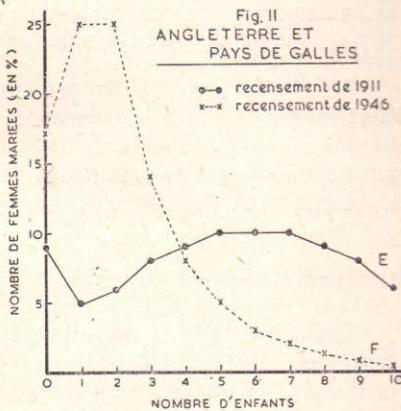
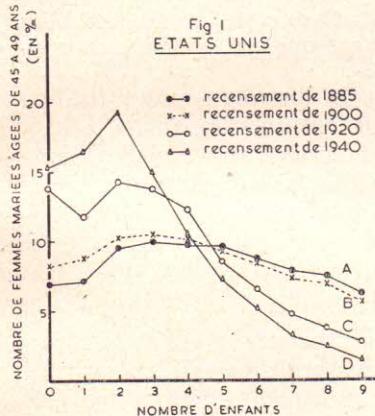
La question se pose évidemment de savoir si cette loi mathématique est d'application générale pour toutes les populations humaines et si on peut suivre une évolution mathématiquement compréhensible lorsque les populations entrent dans une phase de déclin démographique. Si tel est le cas, on pourra dans certaines limites, prévoir théoriquement l'évolution d'une population et déterminer comparativement l'intensité des facteurs à mettre en jeu pour arrêter ou modifier cette évolution.

Méthode

Les courbes de distribution (fréquence en fonction de la classe) ont été établies à partir des résultats de recensements démographiques complets, précisant la répartition des familles en fonction du nombre d'enfants. La fréquence est exprimée en %.

Les méthodes de calcul et de représentation sont les mêmes que celles qui furent utilisées pour analyser la morbidité du cancer en fonction de l'âge (Schoffeniels et Darcy, 1955).

Résultats



La figure I a été dressée à l'aide du tableau publié par Broussard (1954) pour les Etats-Unis, pour des recensements de 1885 à 1940. Ce tableau donnait la distribution des femmes mariées âgées de 45 à 49 ans en fonction du nombre d'enfants. Sur le graphique I seules les données relatives aux années 1885, 1900, 1920 et 1940 ont été représentées, les chiffres des années intermédiaires se plaçant régulièrement entre les valeurs extrêmes.

La figure II intéresse la distribution des femmes mariées en Angleterre et au Pays de Galles, d'après les chiffres des recensements de 1911 et 1946 (R. C. P. R., 1949). Les données de ces recensements excluent arbitrairement les femmes mariées après l'âge de 45 ans et celles qui ont divorcé avant d'avoir atteint 45 ans. Elles correspondent aux produits des mariages qui ont eu lieu aux environs de 1890 et aux environs de 1925.

Les figures III et IV présentent la distribution des femmes mariées (y compris les veuves) pour certaines provinces belges, d'après les recensements de 1930 et de 1947¹. Il n'a malheureusement pas été possible d'obtenir les chiffres donnant la répartition des femmes belges pour les recensements antérieurs à 1930.

Interprétation des courbes

Les figures I et II montrent qu'aux environs de 1900, la répartition des familles en fonction du nombre d'enfants suivait une courbe très proche d'une *distribution gaussienne* (distribution normale ou symétrique). C'était le cas en Angleterre et aux Etats-Unis; ce l'était certainement en Belgique aussi, y compris en Wallonie. La « fertilité moyenne » des femmes était alors de 4-6 enfants (4-5 aux Etats-Unis, 6 en Angleterre).

On notera cependant que la fréquence relative à la classe 0 (pas d'enfant) est sensiblement trop élevée pour coïncider avec le point extrapolé théoriquement à partir de la courbe. Cet écart peut s'expliquer par l'existence dans toute population humaine (au moins civilisée) d'un certain nombre de femmes pathologiquement stériles, ou stériles de constitution. Cette catégorie de femmes est évidemment reprise dans les recensements bien qu'il s'agisse d'un groupe particulier qui ne peut être tenu pour comparable, statistiquement, au reste de la population féminine. Crew (1949) estimait que la proportion de femmes stériles atteint normalement près de 10 % en Angleterre. La figure II fait trouver cette estimation excessive, une valeur de l'ordre de 5 % rendrait mieux compte de la réalité.

Le caractère symétrique et gaussien des courbes tracées pour le début de ce siècle implique évidemment qu'à cette époque, les facteurs favorables et les facteurs défavorables influençant le nombre de naissances dans les familles étaient d'égale intensité, et n'avaient pas plus de chances d'atteindre une fraction des populations préférentiellement à une autre. Biologiquement, cette allure de courbe traduit un équilibre et fait tenir la population examinée pour homogène au point de vue considéré.

Les courbes de distribution tracées à partir des éléments de

¹ Nous remercions M. Dufrasne, Directeur de l'Institut National de Statistiques, d'avoir bien voulu nous communiquer ces chiffres.

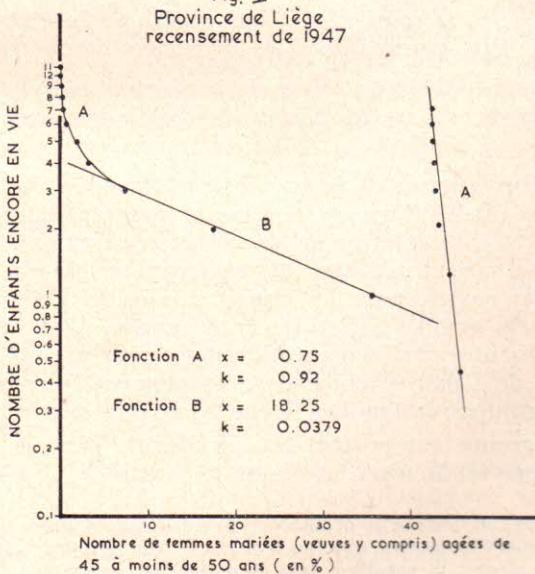
recensements plus récents (figures I-IV) sont de plus en plus asymétriques et se rapprochent progressivement d'une Série de Poisson. On notera que cette tendance est manifeste dans tous les cas examinés, et ce en dépit de quelques différences dans la technique des échantillonnages. Il eût été fastidieux de présenter ici tous les essais contrôles que nous avons entrepris mais le même type d'évolution peut être observé qu'on porte ou non en compte les corrections résultant de la mortalité infantile, de la mortalité des mères, etc.

Considérons enfin les courbes les plus récentes fournies par les recensements dans une population caractérisée par un stade très avancé de déclin démographique: la Province de Liège (fig. III et IV). On obtient alors une distribution très particulière, en J. On peut croire que les autres populations considérées (Etats-Unis, Angleterre, autres provinces belges) tendent — ou tendaient — à atteindre ce stade caractérisé notamment par la prépondérance des familles sans enfant.

En soumettant cette courbe en J à une analyse mathématique simple, on peut tirer quelques conclusions intéressantes.

Portons en coordonnées semi-logarithmiques les valeurs correspondant au nombre d'enfants (ordonnées) en fonction de la répartition des femmes (abscisse). Nous obtenons le graphique V.

Fig. V
Province de Liège
recensement de 1947



On constate que les valeurs se distribuent suivant deux fonctions exponentielles (fig. V)¹ :

$$y_1 = ae^{-k_1 x_1}$$

$$y_2 = ae^{-k_2 x_2}$$

où a est une constante,

y_1 et y_2 les classes.

k_1 et k_2 les coefficients angulaires des deux droites A et B, et x la fréquence.

D'une façon générale :

$$y = ae^{-kx}$$

où

$$-kx = \log y$$

pour $a=1$. Donc,

$$k_1 = -\frac{\log y_1}{x_1} \quad \text{et} \quad k_2 = -\frac{\log y_2}{x_2}.$$

y_1 , y_2 et les valeurs de x qui leur correspondent se lisent respectivement en ordonnée et en abscisse.

Les valeurs trouvées sont les suivantes :

$x_1 = 1\%$ (fonction A, à droite dans la figure V),

$x_2 = 12\%$ (fonction B, à gauche), et par conséquent,

$k_1 = 0,693$ et $k_2 = 0,0577$.

Comme le montre la figure V, c'est aux environs de la classe « 4 enfants » que la courbe subit une inflexion. Cela nous conduit à considérer deux groupes dans les fréquences de distribution :

- a) Fréquences pour les classes de 4 enfants et plus (fonction A);
- b) Fréquences pour les classes de moins de 4 enfants (fonction B).

A ces deux groupes de fréquences correspondent les constantes k_1 et k_2 déterminées ci-dessus. Comme le montrent les valeurs respectives de ces constantes, pour les classes supérieures à 3 enfants, les fréquences varient relativement peu lorsqu'on passe d'une classe à l'autre. Par contre, pour les classes inférieures à 4 enfants, on observe de très grandes variations de fréquence.

Cela démontre que la population de la province de Liège, faisant l'objet de l'analyse ci-dessus, s'est comportée comme s'il y avait deux groupes de familles distinctes en son sein :

- a) Un groupe comprenant les familles de plus de 4 enfants, peu affecté par les facteurs favorisant la dénatalité;

¹ Si on porte en abscisse le nombre d'enfants et en ordonnée le nombre de femmes, on obtient également une fonction représentée par deux exponentielles. C'est pour augmenter la précision dans la détermination graphique des coefficients angulaires que la classe a été mise en ordonnée.

b) Un groupe comprenant les familles de 3 enfants et moins, subissant très fort l'influence de ces facteurs de dénatalité.

A l'intérieur de chacun de ces deux groupes, les familles se répartissent donc suivant la même loi mathématique simple, le passage d'une classe à l'autre se faisant à l'intérieur de chacun suivant la relation générale :

$$y = e^{-kx} + C$$

Mais par contre, les valeurs des coefficients k_1 et k_2 calculées plus haut montrent que la probabilité pour un groupe de familles de passer d'une classe à l'autre est très différente suivant qu'on considère les classes supérieures ou inférieures à 4 enfants. En d'autres termes et en supposant que la fertilité des femmes soit déterminée en ordre principal par les ressources familiales, il faudrait théoriquement que les allocations familiales ou autres ressources suffisantes pour doter d'un enfant supplémentaire les familles nombreuses, soient multipliées par $\frac{k_1}{k_2} = \pm 12$ fois pour provoquer le même effet (un enfant de plus) chez les familles peu nombreuses (moins de 3-4 enfants).

Conclusions

Les figures I-IV ont montré que dans les populations considérées, les courbes de distribution des femmes en fonction du nombre d'enfants ont passé d'un type de distribution gaussienne à un type de distribution asymétrique proche d'une série de Poisson. Le stade suivant de cette évolution est une distribution en J, c'est-à-dire une fonction exponentielle qui peut être ramenée à une somme de deux exponentielles simples. Ce stade ultime a été atteint par la province de Liège aux recensements de 1930 et 1947 et on est fondé à croire que les autres populations analysées (Etats-Unis, Angleterre, Belgique) tendent — ou tendaient ? — vers le même type de déclin démographique.

Un examen comparatif de courbes établies de décade en décade pour une population donnée, permettrait de prévoir l'époque à laquelle ce stade « en J » sera atteint pourvu que les conditions écologiques et éthologiques déterminantes restent à peu près constantes. Notre méthode pourrait donc être utilisée pour formuler des prévisions démographiques, par exemple pour chercher à savoir vers quelle époque d'autres régions du pays pourraient atteindre le stade caractéristique de la province de Liège.

Lorsque la distribution des femmes en fonction du nombre d'enfants s'exprime par une courbe gaussienne, la notion de « familles nombreuses » est purement arbitraire car les populations peuvent être considérées comme statistiquement et biologiquement homogènes sous le rapport considéré. Lorsque cette distribution évo-

lue vers une courbe « en J », la notion de « familles nombreuses » devient une réalité statistique indiscutable, objective. Ces populations deviennent hétérogènes en ce sens qu'elles incluent deux catégories de familles qui réagissent différemment aux facteurs de natalité et de dénatalité dont nous avons discuté précédemment (Leclercq, Jeuniaux et Schoffeniels, 1953).

*
**

Les autorités politiques et morales des pays civilisés de race blanche estiment souvent que le déclin démographique est un mal auquel il faut porter remède. Les solutions adoptées ou proposées par elles visent parfois à inciter les familles autochtones à passer de la catégorie « famille de peu ou pas d'enfants » à la catégorie « familles nombreuses ». Dans cette optique, on croit facilement qu'il est à propos de favoriser les familles nombreuses par des allocations familiales progressives et autres avantages pécuniaires.

Notre analyse du phénomène dans le cas de la province de Liège fait penser que les dispositions légales envisagées ou en vigueur ne tiennent pas compte de tous les aspects du problème et risquent par conséquent de décevoir leurs promoteurs. Tout d'abord, le simple examen des statistiques montre que l'allure générale des courbes et leur évolution ne seraient guère modifiées si toutes les familles nombreuses (devenues minoritaires) s'accroissaient d'un enfant. Par contre la population infantile, et partant les courbes de distribution, seraient très sensiblement modifiées si toutes les familles de 0-3 enfants acceptaient une naissance de plus. Mais pour obtenir ce résultat, il faudrait mettre en œuvre des facteurs favorables à la natalité environ 12 fois plus actifs que ceux qui seraient nécessaires pour augmenter d'un enfant chaque famille nombreuse de la même population.

Bibliographie

- BROUSSARD, J. A., 1954, *The trend of family size in the United States* (*Northwest Science*, XXVIII, 26).
- C. E. W., 1955, *Analyse statistique de la démographie wallonne* (Rev. Conseil Economique Wallon, n° 12, 27).
- CREW, F. A. E., 1949, *Biological factors affecting family size* (Journ. Social Medicine, III, 1).
- DEHALU, M. et LECLERCQ, J., 1951, *Application des séries logarithmiques de Fisher-Williams à la classification des Hyménoptères Crabroniens* (Ann. Soc. R. Zool. Belgique, LXXXII, 67).
- LECLERCQ, J., JEUNIAUX, C. et SCHOFFENIELS, E., 1953, *Le problème de la dénatalité liégeoise du point de vue biologique* (Nouvelle Rev. Wallonne, V, 157).

Royal Commission on Population. *Report 1949*, London, H. M. Stationary Office.

SCHOFFENIELS, E. et DARCY, L., 1955. *Considérations statistiques sur l'influence de l'âge dans la morbidité par cancer* (*Journ. Belge Radiologie*, XXXVIII, 449).

WILLIAMS, 1943, *Area and number of species* (*Nature*, London, CLII, 264).

— 1944, *Some applications of the logarithmic series and the index of diversity to ecological problems* (*Journ. Ecology*, XXXII, 1).

— 1944, *The number of publications written by biologists* (*Ann. Eugenics*, XII, 143).

— 1947, *The logarithmic series and its application to biological problems* (*Journ. Ecology*, XXXIV, 253).
