CHAPITRE V

L'ANALYSE TRANSVERSALE

Résultant le plus souvent de l'observation continue, les données sur les phénomènes démographiques sont généralement rassemblées par période, ainsi les statistiques annuelles du mouvement de la population fournies par les enregistrements à l'Etat civil.

C'est, sans aucun doute, l'existence très ancienne de telles statistiques qui a orienté l'analyse démographique de façon si marquée, vers l'interprétation des résultats d'une année ou d'un groupe d'années, aux dépens des recherches souvent plus riches d'enseignements que l'on peut mener sur des cohortes. Mais, l'analyse transversale répond aussi au besoin de suivre l'actualité d'aussi près que possible par opposition à l'analyse longitudinale qui a, par essence, un caractère historique.

En fait, l'opposition entre ces deux types d'analyse n'est pas aussi poussée qu'on pourrait le croire ; il reste en effet que la vision longitudinale des phénomènes doit le plus souvent dominer toute analyse, en sorte que ce qui caractérise l'analyse transversale c'est davantage le recours à des techniques qui lui sont propres, qu'un état d'esprit particulier.

1 – MESURES GLOBALES

Avant d'entrer dans le détail des problèmes particuliers à l'analyse transversale et d'examiner les techniques employées, nous allons passer en revue les procédés simples usuels de mesure des phénomènes sur une période.

Les taux bruts

En rapportant le nombre des événements d'une catégorie donnée (décès, naissances, mariages, ...), enregistrés durant une période de temps déterminée, à la population moyenne de la période, on obtient un taux brut (de mortalité, de natalité, de nuptialité, ...).

Toutefois, pour que les taux relatifs à une même catégorie d'événements soient comparables, on leur donne la dimension annuelle, c'est-à-dire que l'on exprime les taux comme des fréquences d'événements sur une année. C'est ainsi qu'en France il y a eu 1.092.029 décès durant la période 1962-1963, avec une population moyenne (population au 1er janvier 1963) de 47.573.406 ; on ramène alors les décès à un chiffre annuel moyen (1.092.029 : 2 = 546.014), et l'on calcule

$$\frac{546.014}{47.573.406} = 11,5\ ‰$$

Les taux bruts usuels sont

- le taux de mortalité
- le taux de natalité
- le taux de nuptialité(1)

Voici leurs valeurs en France en 1963, la population moyenne adoptée étant la moyenne des populations aux 1er janvier 1963 et 1964,

----

(1) On peut abandonner le mot brut, dans chacune de ces dénominations.

taux de mortalité : $\frac{554.315}{47.853.918} = 11,6$ ‰

taux de natalité : $\frac{865.339}{47.853.918} = 18,1$ ‰

taux de nuptialité : $\frac{339.463}{47.853.918} = 7,1$ ‰

La différence entre le taux de natalité et le taux de mortalité est le taux d'accroissement naturel (non nécessairement positif) ; ainsi, en France en 1963 le taux d'accroissement naturel valait

18,1 ‰ − 11,6 ‰ = 6,5 ‰

Le taux d'accroissement, sans autre précision, se calcule en incluant la migration nette à l'accroissement naturel ; en France en 1963 on a

accroissement naturel	:	311.024
migration nette	:	250.000
accroissement	:	561.024

taux d'accroissement : $\frac{561.024}{47.853.918} = 11,7$ ‰

On peut concevoir d'autres taux bruts, ainsi le taux de divortialité ; toutefois, ces indices concernant des événements beaucoup moins fréquents et n'intéressant que des fractions très limitées de la population, sont de peu d'intérêt.

Les taux bruts usuels ont des champs de variation qu'il importe de connaître. Ainsi, sauf circonstances exceptionnelles dont il sera parlé plus loin, un taux de mortalité peut varier selon les populations et les époques de 5 à 30 ou 40 ‰, un taux de natalité de 12 à 55 ‰, un taux de nuptialité de 5 à 12 ‰.

L'évolution dans le temps est aussi très intéressante à observer. Nous rassemblons dans la figure 34 de longues séries concernant la Suède (suivie depuis 1749) et la France (depuis 1800).

Sur les données de la Suède on peut juger du caractère aléatoire des mortalités d'autrefois : au niveau moyen élevé s'ajoutaient de très fortes surmortalités dues surtout aux épidémies et aux famines ; les progrès, sensibles surtout après 1850, ont résulté à la fois de la disparition de ces surmortalités (dans les pays européens de l'ouest, il ne subsiste plus que la "pointe" de 1918 due à la grippe espagnole et celles dues aux guerres mondiales pour les pays y ayant participé activement), et de la baisse progressive du niveau moyen.

Les données françaises sur la natalité montrent le caractère beaucoup moins aléatoire de ce phénomène, alors que la limitation des naissances était encore peu répandue (première moitié du XIXe siècle) ; l'extension des pratiques contraceptives amène une baisse importante suivie d'une remontée après 1945 ; la guerre de 1914-1918, du fait de la mobilisation massive qu'elle a entraînée, a provoqué une chute sensible de 1915 à 1919.

Le profil de la courbe du taux de nuptialité est tout différent : niveau moyen ayant très peu varié en 150 ans, mais accidents dus aux guerres, et éventuellement aux crises économiques, très sensibles (déficits puis récupérations)(1).

----

(1) La faible variation sur la longue période s'explique par la faible marge de variation de l'intensité du phénomène dans les générations : quels que soient les pays et les époques, 70 à 100 % des personnes finissent par se marier, alors que l'espérance de vie à la naissance a pu varier de 20 à 75 ans (dans la population stationnaire le taux brut correspondant varie de 50 ‰ à 13 ‰), et le taux brut de reproduction de 1 à 3,5.

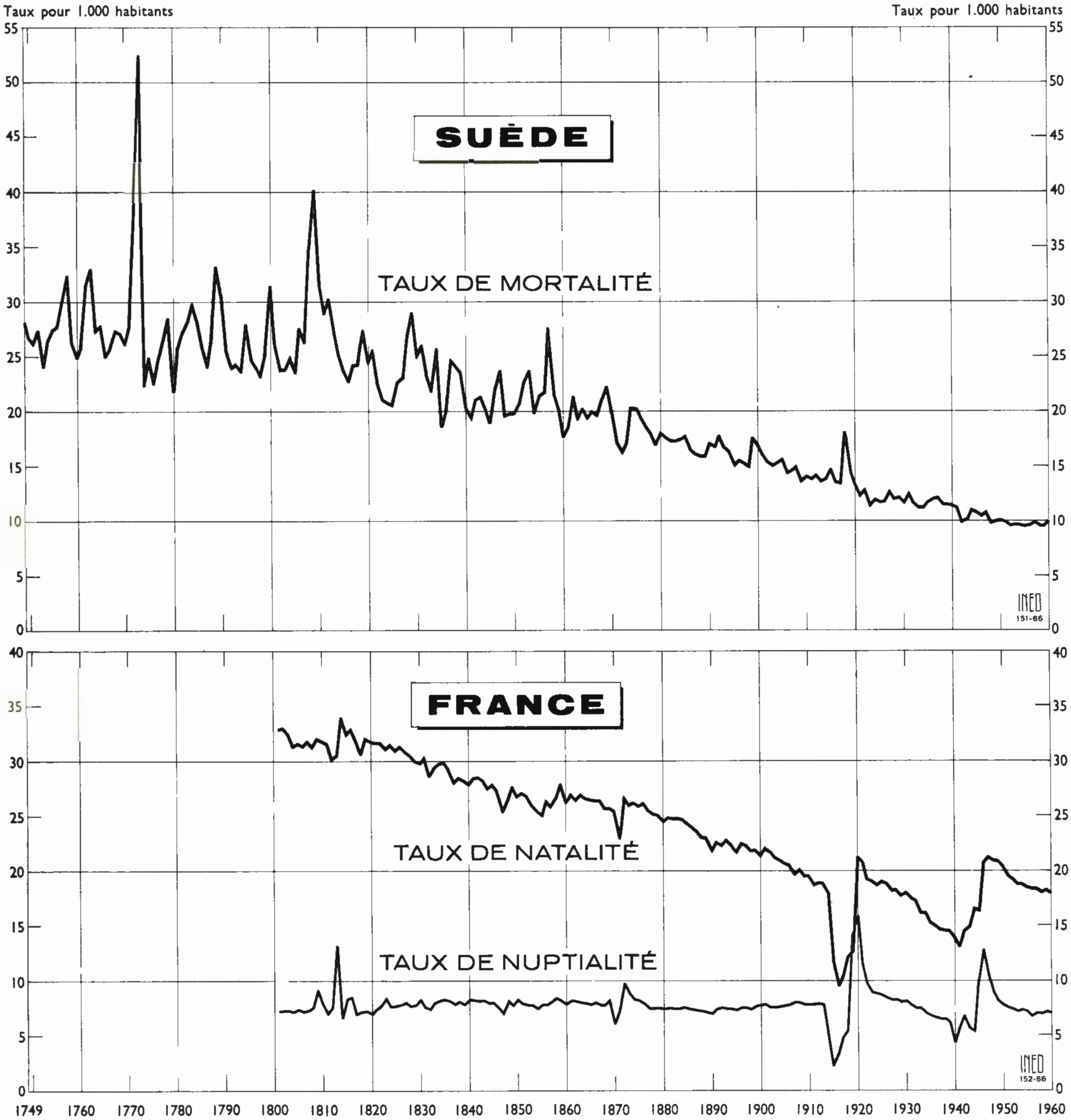

Figure 34 - Evolution des taux de mortalité, de natalité et de nuptialité.

Diverses utilisations des taux bruts

En raison de leur mode de détermination fort sommaire, les taux bruts usuels ne sauraient être de véritables outils d'analyse : ils permettent toutefois de porter un premier jugement sur les populations auxquels ils se rapportent.

En annulant les effets d'effectif, ils constituent une première base pour les comparaisons ; les comparaisons ainsi menées sont d'ailleurs plus fructueuses lorsqu'elles portent sur un même pays pour une suite d'années que lorsqu'elles concernent des pays différents à une même date, aussi proches que ces pays puissent apparaître sur le plan démographique.

En bref, les taux bruts sont les indices globaux les plus simples permettant de suivre la conjoncture et de caractériser sommairement une population.

Cet aspect synthétique est parfois fort apprécié, ce qui a conduit à proposer des méthodes pour "améliorer" les taux bruts en tant qu'indices comparatifs, cela au prix de calculs plus ou moins importants.

Ce qui différencie les valeurs d'un taux brut (de mortalité par exemple), dans diverses populations, ce sont sans doute les caractéristiques du phénomène auquel il se rapporte (ici la mortalité), et cela dans les diverses cohortes qui constituent la population en cause, mais aussi l'importance numérique relative de ces diverses cohortes, autrement dit ce que l'on appelle la structure des populations. Les méthodes que nous allons présenter consistent précisément, sinon à éliminer l'effet de structure - ce qui est impossible - du moins à remplacer l'effet propre à chacune des populations que l'on étudie, par un effet commun à toutes. Voyons la méthode dans le cas de la mortalité.

Soit à comparer la mortalité d'une population P à celle d'une population P'. Si dans la population P,

- la proportion des personnes d'âge x est p_x $\left(\sum p_x = 1\right)$,
- le taux de mortalité à l'âge x est t_x(1),

le taux brut de mortalité t sera égal à la moyenne pondérée

$$t = \sum_{0}^{\omega} p_x\, t_x$$

Avec une population P' on aura un taux brut t',

$$t' = \sum_{0}^{\omega} p'_x\, t'_x$$

Les taux t et t' ne sont pas des reflets comparables des conditions intrinsèques des mortalités respectives, conditions définies par les séries de taux $\{t_x\}$ et $\{t'_x\}$, parce que les coefficients de pondération $\{p_x\}$ et $\{p'_x\}$ ne sont pas les mêmes ; d'où l'idée de substituer aux séries $\{p_x\}$ et $\{p'_x\}$ une série commune $\{p''_x\}$, c'est-à-dire une structure-type de population commune. C'est pourquoi on donne à cette méthode de comparaison le nom de méthode de la population-type. On substitue ainsi aux taux t et t' les taux

$$t_1 = \sum p''_x\, t_x$$

$$t'_1 = \sum p''_x\, t'_x$$

qui sont comparables.

La méthode n'est pas pleinement satisfaisante en raison de l'arbitraire qui règne dans le choix de la structure-type ; il en résulte que si les termes d'une des séries $\{t_x\}$ ou $\{t'_x\}$ ne sont pas tous supérieurs aux termes correspondants de l'autre série, on peut toujours parvenir à ce qu'un quelconque des deux taux soit supérieur à l'autre.

Naturellement, cette méthode de comparaison s'étend à plus de deux populations.

Il peut être intéressant de remarquer que la structure d'une des populations à comparer peut servir de structure-type. Connaissant ainsi t et t' on substitue par exemple à t'

$$t'_1 = \sum p_x\, t'_x$$

----

(1) Pour fixer les idées, prenons comme âge x l'âge atteint au cours de l'année envisagée, en sorte que le taux t_x correspond à la configuration b des figures 22 et 23 ; il faut cependant prévoir des taux différents aux tout premiers âges.

directement comparable à

$$t = \sum p_x\, t_x$$

Il ne suffit pour cela que de connaître, en matière de données par âge, $\{p_x\}$ et $\{t'_x\}$; il n'est donc pas nécessaire de connaître les taux par âge de la population P : il suffit de posséder sa structure par âge.

Donnons un exemple qui déborde le cadre des taux bruts démographiques, pour bien montrer la portée très générale du procédé ; nous l'empruntons aux *Leçons d'analyse démographique* de Louis Henry (cf. tableau 47). Il s'agit ici de la structure des futures recrues militaires selon la profession ; la comparaison porte sur les résultats, notés de 0 à 20, à une série de tests, d'une part dans la France entière et d'autre part dans le département de l'Ain.

Tableau 47

Notes à une série de tests dans différentes populations

Profession x	Recrues de la France entière P			Recrues du département de l'Ain P'			
	p_x	note moyenne t_x	$p_x\, t_x$	p'_x	note moyenne t'_x	$p'_x\, t'_x$	$p_x\, t'_x$
1. Culture	0,482	7,56	3,64	0,629	7,4	4,65	3,57
2. Mécanique	0,210	13,64	2,86	0,174	12,9	2,24	2,71
3. Bâtiment	0,121	8,88	1,07	0,082	8,9	0,73	1,08
4. Entrepôt-manoeuvrage	0,099	6,86	0,68	0,052	6,4	0,33	0,63
5. Emploi de bureau	0,088	15,61	1,37	0,063	15,3	0,96	1,35
	1,000		9,62	1,000		8,91	9,34

Source : Louis Henry. *Leçons d'analyse démographique.*

On a utilisé comme structure-type celle de la France entière ; par contre les notes par catégorie, de cette population, ne nous ont pas été nécessaires, et auraient donc pu nous être inconnues, sans que cela nous gêne dans l'application de la méthode. La performance de l'Ain, soit 8,91, a été "rectifiée" à 9,34 sur la base de la structure-type retenue ; cette dernière note est à comparer à 9,62 pour la France entière ; l'écart est donc moins grand que ne le laissait entendre les notes "brutes".

La méthode de la population-type suppose que l'on connaisse les taux par âge des diverses populations que l'on compare (sauf une éventuellement). La méthode de la mortalité-type (dont la portée, malgré sa dénomination, est absolument générale), permet de s'affranchir de cette nécessité ; elle consiste à associer aux deux taux (par exemple) que l'on veut comparer,

$$t = \sum p_x\, t_x$$

$$t' = \sum p'_x\, t'_x$$

les deux taux

$$t_2 = \sum p_x\, t''_x$$

$$t'_2 = \sum p'_x\, t''_x$$

que l'on obtient en appliquant aux structures des populations étudiées, une mortalité de référence définie par la série $\{t''_x\}$. Cette possibilité d'ignorer les taux $\{t_x\}$ et $\{t'_x\}$ pour faire la comparaison est précieuse, notamment lorsque leur calcul est impossible du fait de la faiblesse des effectifs (ce qui arrive par exemple dans les études de mortalité différentielle, portant sur des corps professionnels ou sociaux de faible importance numérique).

La comparaison se fait cette fois à partir des indices

$$\frac{t}{t_2} \quad \text{et} \quad \frac{t'}{t'_2}$$

et n'a de sens que par rapport aux mortalités choisies.

On peut encore ici, dans le cas où on la connaît, choisir comme mortalité de référence celle d'une des populations que l'on compare. Revenons ainsi à notre exemple du tableau 47, et choisissons les notes par profession de l'Ain que nous avons symbolisées par $\{t'_x\}$; de la sorte,

$$\text{à} \quad t = \sum p_x t_x \quad \text{on associe} \quad t_2 = \sum p_x t'_x$$

$$\text{à} \quad t' = \sum p'_x t'_x \quad \text{on associe} \quad t'_2 = t' = \sum p'_x t'_x$$

soit en valeurs (cf. tableau 47)

$$\text{à} \quad t = 9,62 \quad \text{correspond} \quad t_2 = 9,34$$

$$\text{à} \quad t' = 8,91 \quad \text{correspond} \quad t' = 8,91$$

Dans ce cas un des indices vaut l'unité (celui se rapportant à la population ayant fourni les caractéristiques par âge retenues), ici celui de la population des futures recrues de l'Ain ; l'autre, se rapportant à l'ensemble de la France, est égal à

$$\frac{9,62}{9,34} = 1,03$$

ce qui classe la France entière avant le département de l'Ain. Dans ce cas particulier on retrouve les valeurs précédentes (méthode de la population-type), mais on en fait un usage différent.

Le tableau 48 résume les principes des deux méthodes que nous venons d'exposer.

Tableau 48

Principes des méthodes de la population-type et de la mortalité-type

Populations	Taux bruts	Méthode de la population-type		Méthode de la mortalité-type		
		structure-type	nouveaux taux bruts	mortalité-type utilisée	nouveaux taux bruts	indices
P	$t = \sum p_x t_x$	$\{p''_x\}$	$t_2 = \sum p''_x t_x$	$\{t''_x\}$	$t_2 = \sum p_x t''_x$	$\frac{t}{t_2}$
P'	$t' = \sum p'_x t'_x$		$t'_1 = \sum p''_x t'_x$		$t'_2 = \sum p'_x t''_x$	$\frac{t'}{t'_2}$

p_x, p'_x, p''_x : proportions des personnes d'âge x ; $\sum p_x = \sum p'_x = \sum p''_x = 1$

t_x, t'_x, t''_x : taux à l'âge x

Autres taux globaux

On peut songer à calculer d'autres taux globaux dans lesquels les événements sont rapportés aux seuls personnes concernées par les phénomènes considérés.

Ainsi, on calculera,

- le taux global de fécondité, rapport des naissances à la population féminine de 15 à 49 ans.

- le taux global de fécondité légitime, rapport des naissances légitimes à la population féminine mariée de 15 à 49 ans.

- un taux de divortialité, en rapportant le nombre des divorces à la population mariée.

- etc...

Conçus pour accroître la "spécificité" des mesures, ces indices, d'interprétation difficile, engagent en fait l'analyse dans des voies différentes de celles qui font apparaître les mécanismes fondamentaux (tels qu'ils ont été décrits au chapitre II), sous-jacents aux manifestations des phénomènes pendant la période considérée. Dans ces conditions, nous ne leur accorderons aucune attention particulière.

Taux globaux et mouvements saisonniers

Certains phénomènes démographiques ou autres ont des manifestations variables selon la période de l'année, cela sous l'influence de divers facteurs : religieux (nuptialité), climatiques (mortalité),... C'est un des rôles typiques de l'analyse transversale que de faire apparaître le caractère saisonnier de ces phénomènes.

Nous serons ici très brefs, nous contentant de montrer comment calculer un taux brut ayant les dimensions d'un taux annuel, sur une période quelconque inférieure à l'année. Soit, par exemple, à calculer le taux brut de nuptialité en France en mai 1953 ; nous passerons pour cela par l'intermédiaire du nombre journalier moyen d'événements :

nombre de mariages en mai 1963	:	16.985
nombre journalier moyen	:	$\frac{16.985}{31} = 548$
nombre annuel sur la base du nombre journalier moyen	:	$548 \times 365 = 200.020$
taux brut de nuptialité en mai 1963	:	$\frac{200.020}{47.853.918} = 4,2$ ‰

Ce taux est à comparer au taux de l'année, 7,1 ‰

A noter cependant que le mouvement saisonnier n'exige pas nécessairement le recours au taux brut, des comparaisons sur les nombres journaliers moyens étant suffisantes(1).

Conclusion

Quelque raffinement que nous apportions dans la confection et dans l'utilisation des taux bruts, nous ne pouvons, avec ces indices, que rester à la surface des choses. Une authentique analyse transversale mobilise tous les concepts et toutes les techniques qui ont déjà été présentés et en fait surgir de nouveaux.

Nous allons maintenant introduire cette forme d'analyse en posant quelques principes fondamentaux.

----

(1) Un examen plus approfondi des méthodes d'étude des mouvements saisonniers amènerait à envisager les problèmes particuliers à la mesure de la mortalité infantile sur de courtes périodes. Nous renvoyons le lecteur pour cela à *L'analyse démographique* p. 78-79.

2 – LES MÉTHODES DE L'ANALYSE TRANSVERSALE

Principes généraux

L'importance des événements d'une certaine catégorie durant une période donnée (par exemple, les mariages en France durant l'année 1963), dépend en général de quatre facteurs principaux.

a) l'importance numérique des différentes cohortes (dans notre exemple, des générations), dans lesquelles s'observe le phénomène en cause (la nuptialité).

b) le comportement fondamental propre à chaque cohorte, que l'on caractérise statistiquement par l'intensité et le calendrier du phénomène dans la cohorte.

c) l'existence d'accidents dans le passé des cohortes : événements plus ou moins exceptionnels comme les guerres, les crises économiques ou autres qui ont contrarié les tendances naturelles et les désirs des personnes atteintes.

d) les réactions des cohortes aux conditions propres de l'année

Une bonne analyse transversale doit parvenir à isoler et à mesurer l'influence de ces différents facteurs.

Développons tout de suite un exemple qui précisera un peu ces généralités.

Soit à étudier la nuptialité française en 1963 ; limitons-nous à la nuptialité des hommes célibataires.

a) nous devons prendre en compte l'importance des diverses générations dont certaines ont été gonflées tout récemment par l'immigration importante de 1962 (rapatriements d'Algérie) ; on annule ces effets d'effectif par l'emploi de quotients ou de taux. De plus, nous devons porter attention à l'arrivée toute récente des générations féminines nombreuses d'après-guerre à l'âge du mariage (générations 1946, 1947 et 1948 qui ont atteint 17, 16 et 15 ans en 1963) et qui prennent leurs époux principalement dans les générations creuses de la dernière guerre, ce qui retentit sur le nombre des mariages dans ces générations.

b) que sait-on des tendances fondamentales du phénomène en cause dans les diverses générations sous examen ? des éléments de réponse peuvent être fournis par l'observation, sur une assez longue période, de générations qui soient suffisamment anciennes pour que l'essentiel de leur histoire soit déjà écrite(1) : des tendances peuvent s'y faire jour qui aideront à définir le comportement probable des générations contemporaines. On peut encore observer attentivement le développement de la nuptialité dans des générations plus récentes, dans la mesure où ces générations n'ont pas eu, jusqu'ici, leur histoire troublée par des événements particuliers, cela pour essayer de discerner d'éventuelles tendances récentes. Dans le cas présent on peut conclure à une relative stabilité de la nuptialité avec toutefois une légère tendance à une précocité et une intensité accrues.

c) parmi les accidents du passé, le plus notable est la prolongation sensible (de l'ordre d'un an) de la durée du service militaire, du fait de la guerre d'Algérie, dans les générations 1932 et suivantes : le calendrier des mariages dans ces générations s'en est trouvé plus ou moins bouleversé, ce qui laisse présager des récupérations, au moins dans les groupes les plus récents, dès le retour à une situation normale.

----

(1) cf. par exemple, La nuptialité des générations françaises depuis un siècle *Population* 1962 n° 2.

d) précisément, l'année 1963 a été marquée par ce retour à une situation normale (retour au service militaire de 16 mois) : à partir de cette année le calendrier des mariages reprendra donc progressivement son ancien profil, ce qui retentira sur l'importance des mariages en 1963.

Le lecteur trouvera une analyse plus complète de la situation de la nuptialité française en 1963 dans la situation démographique parue dans Population 1965 - n° 6.

On peut toutefois dégager quelques remarques de l'examen d'ensemble auquel nous venons de procéder.

Le facteur b) est particulièrement difficile à dégager, la séparation entre ce qui est fondamental et ce qui est accidentel ne s'opérant bien qu'au vu de l'ensemble de l'histoire des cohortes ; il en résulte qu'une bonne analyse transversale ne peut être faite qu'après coup, une fois achevée l'histoire des diverses cohortes intervenant à l'époque considérée.

Nous voyons aussi sur notre exemple, l'enchainement qui peut exister entre les facteurs c) et d) : ici le caractère exceptionnel de l'année étudiée (facteur d) découle de l'existence d'un autre facteur exceptionnel apparu dans le passé (facteur c).

Notons enfin que le facteur c) peut agir avec plus ou moins d'intensité selon les phénomènes et aussi par des mécanismes différents. A cet égard la mortalité se présente sous un jour très particulier : on pense qu'en général la situation de la mortalité passée dans une génération, ne retentit pas sur sa mortalité future. Il peut toutefois y avoir des exceptions. C'est ainsi qu'on a parfois prétendu que la surmortalité de guerre des années 1914-1918 avait eu des suites dans les générations particulièrement atteintes, dans la mesure où les violences de cette époque, qui ont causé tant de morts, ont aussi diminué physiquement un nombre important de combattants, les vouant à un décès prématuré. Récemment on a pensé que les succès relatifs de la lutte contre certaines maladies, notamment celles dues au vieillissement, en maintenant en vie des êtres amoindris, causaient un relèvement du taux de mortalité aux âges avancés : à noter qu'ici le passé n'interviendrait pas par un épisode bien localisé dans le temps, mais en raison des péripéties propres à la vie de chaque individu.

Ces considérations sur l'influence possible d'événements antérieurs, dans les manifestations actuelles d'un phénomène, sont extrêmement importantes : si une telle influence existe, l'analyse transversale ne peut se faire sans l'examen du passé des cohortes, et les synthèses du moment ne peuvent se comprendre sans cette référence au passé.

Les indices élémentaires

Après avoir présenté les idées générales devant guider toute analyse transversale, examinons les procédés de mesure à employer.

En principe, un double impératif doit être respecté dans le choix des indices élémentaires (quotients et taux) ; les indices employés doivent permettre,

- de prolonger l'histoire des différentes cohortes,

- de bien isoler les manifestations du phénomène durant la période étudiée.

Respecter ces deux principes revient, dans le cas d'une analyse sur une année, à calculer ces indices (quotients et taux) dans une surface limitée à la fois par

- un couloir oblique (couloir de cohorte)

- un couloir vertical (couloir d'une année)

On aboutit ainsi à la configuration a de la figure 35.

Dans la configuration b, le premier principe est encore suivi, mais le souci d'observer la cohorte d'un anniversaire à l'anniversaire suivant conduit à ne pas isoler les événements de l'année étudiée. Enfin, la configuration c ignore délibérément l'existence de cohortes au profit d'une vision entre anniversaires exacts sur l'année étudiée. La plupart des statistiques de l'état civil sont encore rassemblées selon la configuration c ce qui nuit à la précision des analyses en raison, notamment, de l'impossibilité où l'on est alors d'isoler les cohortes(1). Dans la pratique, on doit donc souvent s'accomoder de cette insuffisance quitte à y remédier en partie par des approximations plus ou moins incertaines.

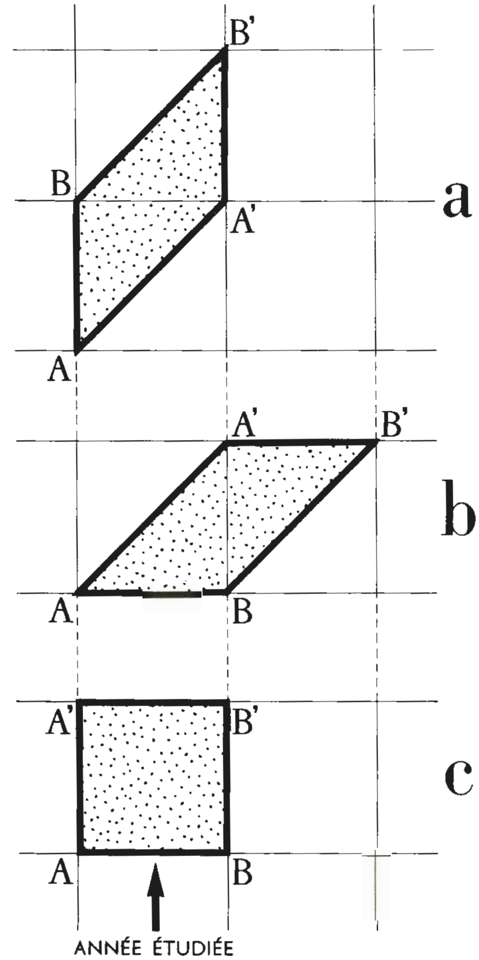

Figure 35

La cohorte fictive

Raisonnons, pour fixer les idées, dans le cas le plus favorable, celui où l'on a les moyens de rassembler les données inscrites dans des parallélogrammes comme celui de la figure 35-a.

Avec les observations d'une année concernant un phénomène donné, chaque cohorte offre des observations à une durée différente, les durées durant lesquelles le phénomène se manifeste étant toutes représentées. On peut alors calculer les indices (quotients ou taux), attachés à chaque durée, et les utiliser comme on utilise les indices correspondants de cohortes : détermination de tables à partir des quotients ou, simplement, constitution de séries d'événements par rassemblement des divers taux par durée (taux de deuxième catégorie).

Nous illustrons ceci en donnant, dans le tableau 49, de courts extraits du tableau de calcul permettant de déterminer la suite $\{q_x\}$ des quotients de mortalité et la suite $\{t'_x\}$ des taux de nuptialité des célibataires (taux de 2e catégorie), dans la population féminine française en 1963. Avec les quotients on peut bâtir une table de mortalité, et, avec les taux de nuptialité on peut constituer une série de premiers mariages(2).

Tableau 49

France. Sexe féminin. Quotients de mortalité et taux de nuptialité des célibataires (2e catégorie) en 1963

Générations	Population au 1-1-1963	Décès en 1963	$q_{x'}$ (p. 10000)	Age x'	Population moyenne en 1963	Premiers mariages	$t'_{x'}$ (p. 10000)
....	....	...	..	..	....	...	..
1922	332.552	705	21	40	332.742	669	20
1921	343.620	816	24	41	343.680	590	17
1920	350.672	918	26	42	350.623	567	16
1919	214.324	579	27	43	214.455	298	14
1918	191.663	556	29	44	191.775	231	12
....	....	...	..	..	....	...	..

----

(1) Rappelons que dans le double classement, on isole les événements qui se sont produits dans chacun des triangles du diagramme de Lexis ; par regroupements convenables on parvient donc alors à un quelconque des cas de la figure 35.

(2) On aurait pu aussi calculer les divers quotients de nuptialité et déterminer la table de nuptialité correspondante.

Ces constructions formelles ont toutes les apparences d'histoires de cohortes, mais il s'agit de cohortes fictives dont les membres vivraient les phénomènes considérés comme les ont vécu en 1963, aux divers âges, respectivement, les diverses cohortes présentes cette année-là. En d'autres termes, il y a dans chaque cas, concentration en une histoire fictive unique des fragments d'histoire observés dans les diverses cohortes. Quel sens donner à ces abstractions ? Pour répondre à cette question, envisageons divers cas.

La table de mortalité du moment

En construisant une table à partir de la suite des quotients de mortalité calculée pour une période donnée, on obtient une table de mortalité du moment. L'expression, table du moment, est d'ailleurs tout à fait générale et s'oppose à table de cohorte ou de génération.

Cette table à la signification suivante : si la mortalité restait dans l'avenir au niveau qui est sien aux divers âges pendant la période étudiée, les nouveau-nés de cette période subiraient au long de leur vie la mortalité définie par la table considérée.

Cette traduction en termes d'histoire de génération, des mesures effectuées une année donnée sur une centaine de générations différentes, permet d'attacher à la mortalité de cette année des grandeurs concrètes comme l'espérance de vie à la naissance.

La synthèse ainsi faite n'aura vraiment d'intérêt que si ses résultats se ressentent essentiellement des conditions de l'année susceptibles d'influer sur la mortalité (conditions climatiques, épidémiologiques par exemple) ; on doit retrouver cette exigence au niveau des quotients de mortalité, ce qui exige que les diverses générations n'arrivent pas au début de l'année étudiée avec des histoires particulières qui conditionnent largement leur mortalité au cours de l'année. Comme nous l'avons déjà dit, on a de bonnes raisons de penser qu'il en est le plus souvent ainsi.

En période de baisse de la mortalité, la table de mortalité du moment de l'année de naissance d'une génération, est moins favorable que la table de cette génération. La comparaison (cf. figure 36) de la série des survivants de la table de génération des femmes blanches nées aux Etats-Unis en 1960, et de la série des survivants de la table du moment de même millésime est, à cet égard, très parlante. Par ailleurs, le tableau 50 donne, pour la même population, les écarts entre

Tableau 50

Comparaison de la vie moyenne dans les générations et comme indice ou moment (femmes blanches nées aux Etats-Unis)

Année	Vie moyenne dans la génération	Vie moyenne indice du moment	écart	Année	Vie moyenne dans la génération	Vie moyenne indice du moment	écart	Année	Vie moyenne dans la génération	Vie moyenne indice du moment	écart
1850	43, 8 ans	43, 0 ans	0, 8	1910	64, 8 ans	53, 6 ans	11, 2	1940	76, 7 ans	67, 3 ans	9, 4
1890	53, 2 ans	44, 5 ans	8, 7	1920	70, 8 ans	58, 5 ans	12, 3	1950	78, 9 ans	72, 0 ans	6, 9
1900	59, 8 ans	51, 1 ans	8, 7	1930	74, 2 ans	62, 7 ans	11, 5	1960	80, 1 ans	74, 1 ans	6, 0

les espérances de vie à la naissance selon qu'elles se rapportent à une génération ou à l'année de naissance de cette génération ; l'écart est variable selon les époques ; particulièrement important pour les générations qui ont vécu de grands progrès dans la lutte contre la mortalité spécialement durant leur jeunesse (il dépasse 12 ans avec la génération 1920), il diminue avec les générations récentes, l'avenir ne laissant plus entrevoir de progrès spectaculaires qui, de toute façon, ne concerneraient que des gens âgés ce qui, toutes choses égales d'ailleurs, à moins de retentissement sur la vie moyenne.

La table de mortalité du moment fournit une bonne mesure de la mortalité d'une année. En particulier, la vie moyenne qui s'en dégage est un bien meilleur indice de comparaison que le taux brut de mortalité, en raison de la grande sensibilité de ce dernier à la structure par âge des populations. Les quelques exemples du tableau 51 montrent comme le classement des pays, selon la vie moyenne, peut se dissocier du classement selon le taux brut de mortalité.

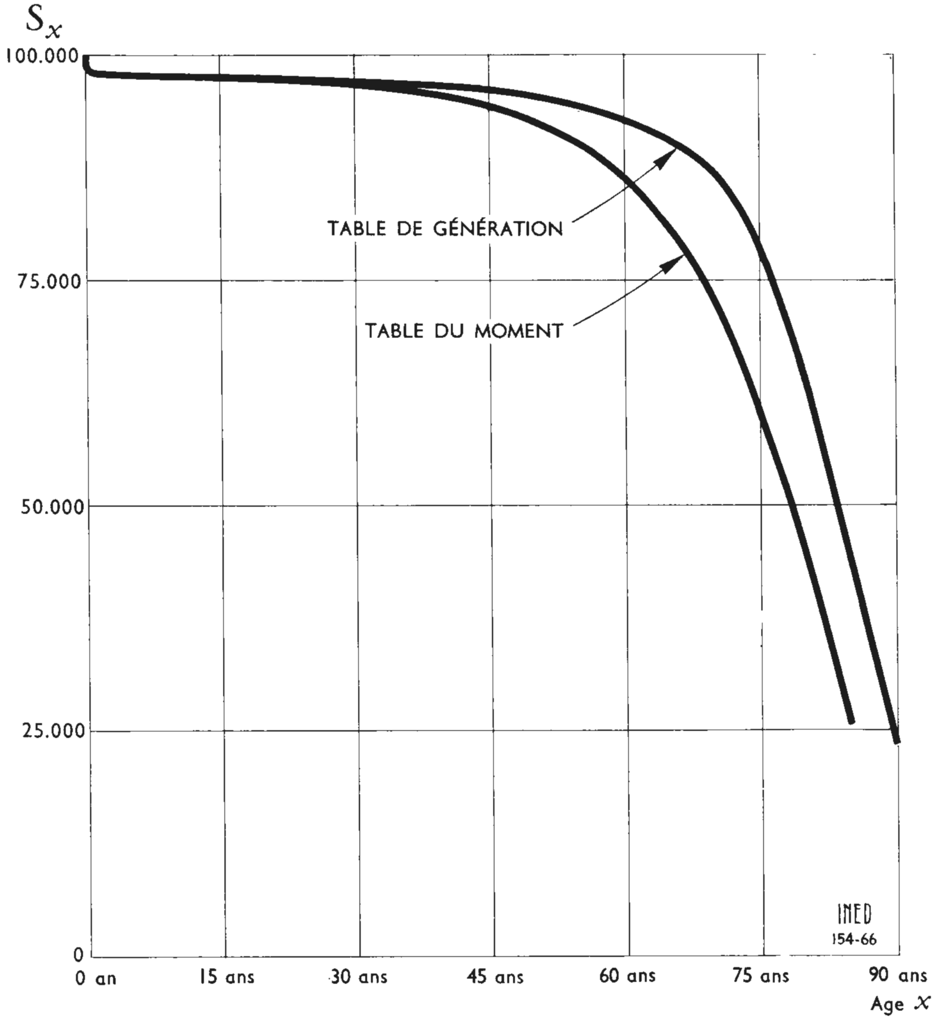

Figure 36 - Survivants selon une table de génération et une table du moment de même millésime (femmes blanches nées aux Etats-Unis - Année 1960).

Tableau 51

Vie moyenne et taux brut de mortalité

Pays	Date	Vie moyenne (en années et dixièmes d'années)	Taux brut de mortalité (p. 1.000)
France	1960	70,4	11,4
Etats-Unis	1959	69,7	9,5
U.R.S.S.	1958-1959	68,5	7,3
Japon	1959	67,5	7,6
Taiwan	1959-1960	63,4	7,1

Enfin, sur la figure 37, on lit l'évolution récente de la vie moyenne en France, pour chaque sexe ; ces variations irrégulières contrastent avec l'évolution continue de la vie moyenne des générations (se rapporter par exemple au graphique des Etats-Unis de la figure 8, page 25). C'est que la vie moyenne, en tant qu'indice du moment se ressent, ainsi que nous le souhaitions, des péripéties de chaque année, accusant certaines conditions défavorables (dans le cas de la figure 37 : guerre 1939-1945, épidémies de grippe des années 1949, 1951, 1953,...) ; au contraire, sur les tables de génération ces accidents, qui ne concernent que quelques âges de la vie et n'épargnent aucune génération, n'apparaissent plus dans la synthèse que donne l'espérance de vie à la naissance.

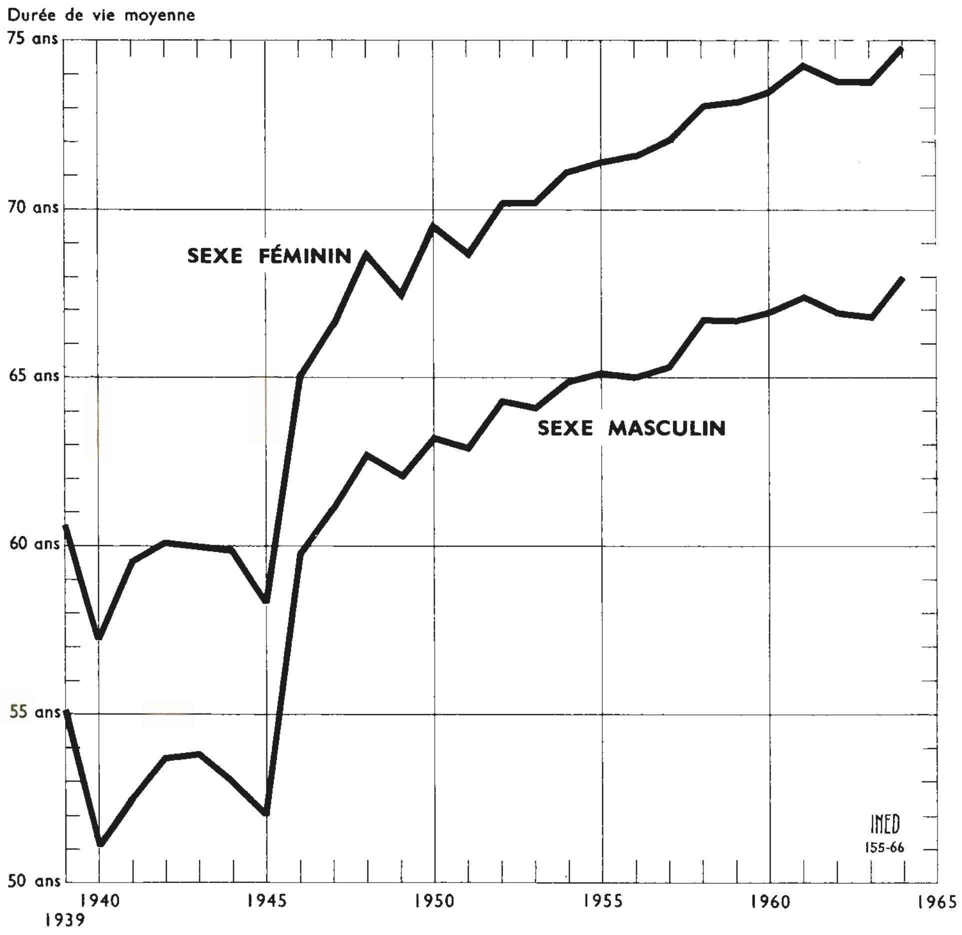

Figure 37 - Evolution récente de la vie moyenne en France.

Autres tables du moment

Tous les phénomènes pour lesquels nous avons défini des tables au sens strict, peuvent donner lieu à des calculs de table du moment. Mais, à la différence de la table de mortalité du moment, ces autres tables ne sauraient généralement prétendre, par plus que tout autre indice d'ailleurs, reflèter les seules conditions du moment. Il s'agit alors d'une mise en forme laborieuse, que ne justifie pas la signification complexe du résultat.

On peut remplacer avantageusement ces mises en table par la simple utilisation des taux de seconde catégorie qui ont, rappelons-le, valeur de nombre d'événements pour un nombre constant de membres de chaque cohorte, en l'absence d'événements perturbateurs. Pour donner pleinement leur sens à ces indices, et à ceux que nous en déduirons dans l'optique de l'analyse transversale, analysons ce que peuvent recouvrir les manifestations du moment d'un phénomène démographique.

Manifestation d'un phénomène une année donnée

Raisonnons en toute généralité et ramenons les manifestations du phénomène envisagé, à ce qu'elles seraient en l'absence d'événements perturbateurs. Autrement dit, considérons dans chaque cohorte la série des événements (par exemple, premiers mariages, divorces, naissances de premier rang,...) de la table (au sens strict), du phénomène étudié. Comme nous venons de le rappeler, les taux de seconde catégorie donnent directement ces séries d'événements(1). Dans la suite nous nous référerons constamment à eux et nous les nommerons taux, sans préciser davantage.

Numérotons alors les cohortes fournissant des observations durant l'année 0 étudiée (cf. figure 38) et notons, dans la cohorte i

p_i , l'intensité du phénomène

$(\alpha_{0,i}, \alpha_{1,i}, \alpha_{2,i}, \ldots, \alpha_{k,i}, \ldots, \alpha_{\omega,i})$ son calendrier

On a donc

$$\sum_{k=0}^{\omega} \alpha_{k,i} = 1$$

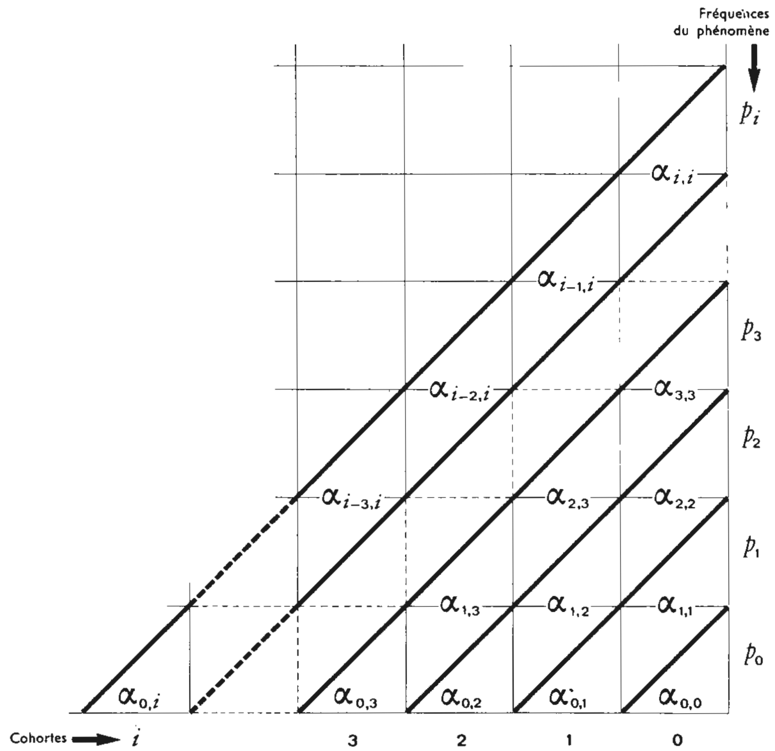

Figure 38 - Fréquence et calendrier d'un phénomène dans diverses cohortes.

Nous prendrons l'effectif de la cohorte comme unité (effectif invariable puisqu'il n'y a pas d'événements perturbateurs).

1/ Dans le cas d'un phénomène stationnaire dans le temps,

$$p_0 = p_1 = \ldots = p_i = \ldots = p$$

$$\alpha_{0,i} = \alpha_0 \; ; \; \alpha_{1,i} = \alpha_1 \; ; \; \ldots$$

Dans ces conditions, l'analyse des observations d'une année permet de caractériser complétement le phénomène et, en particulier, la somme des taux donne son intensité.

2/ Supposons maintenant le calendrier invariable et l'intensité variable selon les générations. En additionnant les taux de l'année 0 nous obtenons

----

(1) Aux légères distorsions près introduites par la mortalité et la migration différentielles.

$$\sum_{i=0}^{\omega} \alpha_i \, p_i \ ,$$

qui est une moyenne pondérée des intensités dans les diverses cohortes en observation, valeur qui se situe nécessairement entre les valeurs extrêmes de ces intensités.

Un cas intéressant, parce que courant dans la pratique, est celui où l'intensité croît ou décroît régulièrement dans le temps ; on peut généralement admettre que la variation est linéaire c'est-à-dire que

$$p_i = p_0 \ (1 + ki)$$

Alors

$$\sum \alpha_i \, p_i = p_0 \sum (\alpha_i + ki \, \alpha_i) = p_0 + p_0 \, k \sum i \, \alpha_i = p_0 + p_0 \, km = p_m$$

La somme des taux de l'année 0 représente donc l'intensité du phénomène dans la cohorte d'ancienneté m, valeur moyenne du calendrier.

3/ Supposons enfin que l'intensité du phénomène restant la même dans les cohortes, le calendrier varie. Pour désigner ce dernier nous sommes alors obligés de respecter les notations de la figure 38.

Cette fois, la somme des taux de l'année 0 s'écrit

$$p \sum_{i=0}^{\omega} \alpha_{i,i} \qquad \text{(E)}$$

Le multiplicateur de p peut prendre toute valeur et, en particulier, dépasser sensiblement l'unité en sorte que l'expression (E) peut elle-même être plus grande que 1. Cette circonstance se rencontre notamment lorsqu'il y a récupération dans les cohortes à la suite d'événements exceptionnels, une guerre notamment.

Mais le calendrier peut aussi varier de cohorte à cohorte, en raison de lentes modifications tenant à une évolution progressive des comportements ; c'est ainsi qu'on a pu observer des mouvements étalés sur plusieurs dizaines de cohortes, entraînant par exemple un abaissement de l'âge moyen au premier mariage ou à la naissance des enfants.

Essayons de chiffrer les répercussions de ces modifications régulières du calendrier, sur les manifestations, une année donnée, du phénomène correspondant. Pour cela nous ferons l'hypothèse qu'à une durée x quelconque, la fréquence relative des événements dans la cohorte i, soit $\alpha_{x,i}$, vérifie la relation,

$$\alpha_{x,i} = a_x + b_x \, . \, i \ ;$$

autrement dit nous admettons que les coefficients $\alpha_{x,i}$ à un âge donné, varient linéairement avec la cohorte. Comme on a toujours

$$\sum_{x=0}^{\omega} \alpha_{x,i} = 1 \ ,$$

il faut que a_x et b_x soient tels que $\sum a_x + i \sum b_x = 1$

quel que soit i, c'est-à-dire que $\sum a_x = 1$ et $\sum b_x = 0$ (1)

----

(1) Pour alléger la formulation, nous négligeons les événements du premier triangle des cohortes. On en tient compte en introduisant leur durée moyenne k ce qui donne, par exemple dans la cohorte i, le terme supplémentaire

$$k \, [a_0 + b_0 \, i]$$

et conduit à retrancher kb_0 dans la formule (2), quantité qui s'ajoute dans la formule suivante ; la formule finale se trouve donc inchangée.

La valeur moyenne du calendrier dans la cohorte i est égale à (cf. la note (1) page 141)

$$\sum_{x=0}^{\omega} x\,\alpha_{x,i} = \sum x\,a_x + i \sum x\,b_x$$

et, dans la cohorte $i-1$, à

$$\sum_{x=0}^{\omega} x\,\alpha_{x,i-1} = \sum x\,a_x + (i-1) \sum x\,b_x$$

Ainsi, la variation de la valeur moyenne m du calendrier d'une cohorte à la suivante est

$$\Delta m = -\sum x\,b_x \qquad (2)$$

Par ailleurs, la somme des taux durant l'année 0 est égale à

$$p \sum_{i=0}^{\omega} \alpha_{i,i} = p \left[\sum a_x + \sum x\,b_x \right]$$

soit en raison des égalités (1) et (2)

$$p(1 - \Delta m)$$

4/ Il nous resterait en principe à envisager l'hypothèse la plus générale, celle d'intensités et de calendriers variables ; on ne peut alors aboutir à des conclusions précises qu'en posant de façon explicite les modes de variations de ces grandeurs. Sans doute sommes-nous ici plus près de la réalité que dans les trois cas précédents ; ces derniers nous fourniront néanmoins des guides précieux pour nos analyses.

Soulignons encore que les développements qui précèdent demeurent valables, dans leurs grandes lignes, lorsque l'on considère globalement un phénomène à événements renouvelables comme la fécondité ; dans les formules les mesures d'intensité p sont alors à remplacer par les descendances finales.

La somme des événements réduits

Dégageons les enseignements des considérations théoriques précédentes. Nous venons de voir la signification, intéressante pour l'analyse, de la somme transversale des taux de seconde catégorie relativement à un phénomène ; c'est pourquoi dans la suite, nous individualiseront cet indice en le nommant somme des événements réduits(1).

Alors que dans une cohorte, une telle somme mesure l'intensité du phénomène, nous voyons, d'après les développements qui précèdent, que toute somme d'événements réduits se présente généralement comme une combinaison des caractéristiques d'intensité et de calendrier du phénomène dans les diverses cohortes en cause ; nous avons précisé, dans certains cas particuliers, le mode d'intervention de ces caractéristiques respectives. Nous allons illustrer maintenant ces résultats par quelques exemples.

La nuptialité des célibataires

Nous donnons quelques extraits (cf. tableau 52), du tableau de calcul de la somme des premiers mariages réduits en France en 1964. Les résultats de la période 1946 à 1964 donnent lieu au graphique de la figure 39.

----

(1) Nous suivons en cela L. Henry qui dans l'étude de la nuptialité des célibataires, appelle mariages réduits ce que nous nommons taux de nuptialité de seconde catégorie.

Tableau 52

France. Calcul de la somme des premiers mariages réduits en 1964

Génération	Sexe masculin			Sexe féminin		
	Population moyenne (en milliers)	Premiers mariages	Taux de nuptialité (p. 10.000)	Population moyenne (en milliers)	Premiers mariages	Taux de nuptialité (p. 10.000)
1949				422,4	581	14
1948	440,6	29	1	422,7	3.236	77
1947	439,7	310	7	420,2	10.664	254
1946	423,6	3.995	94	402,5	25.909	644
1945	324,7	6.955	214	305,5	34.633	1.134
1944	324,3	11.980	369	302,8	43.121	1.424
1943	323,0	33.428	1.035	299,4	45.223	1.510
....	.....	......	.....	.....	......	.....
1916	156,9	210	13	161,9	169	10
1915	194,8	246	13	201,2	183	9
1914	284,6	286	10	302,7	231	8
1913	289,8	315	11	303,7	213	7
	somme des mariages réduits		10.109	somme des mariages réduits		10.462

Dans une génération, la somme des événements réduits, qui mesure sensiblement l'intensité du phénomène, ne saurait dépasser l'unité (du moins dans le cas d'événements non renouvelables), alors qu'avec l'indice du moment cette circonstance est possible, ainsi que l'a montré notre examen théorique ; nous avons établi, de plus, qu'il ne peut en être ainsi que s'il y a modification du calendrier du phénomène.

Nous pouvons donc imputer à coup sûr la forte valeur de la somme des mariages réduits en 1946, 1947 et 1948 à une modification notable du calendrier des mariages dans tout ou partie des générations se mariant ces années-là, ce qui ne surprend pas, ces trois années ayant vu la récupération d'un nombre important de mariages empêchés par la guerre.

La lente montée à partir de 1955 indique une modification du phénomène, dans les générations, beaucoup moins brutale, modification marquée aussi par un changement de calendrier, la somme des mariages réduits finissant par dépasser l'unité tant chez les hommes que chez les femmes ; il s'agit là probablement d'un changement durable, où peuvent se combiner hausse de l'intensité et raccourcissement de la moyenne du calendrier.

Précisons l'influence possible de ce dernier facteur, l'intensité ne variant pas. Supposons que l'âge moyen au premier mariage diminue de 1 an en l'espace de 10 générations. Alors dans la formule

$$p(1 - \Delta m),$$

$$\Delta m = -\frac{1}{10} = -0,10$$

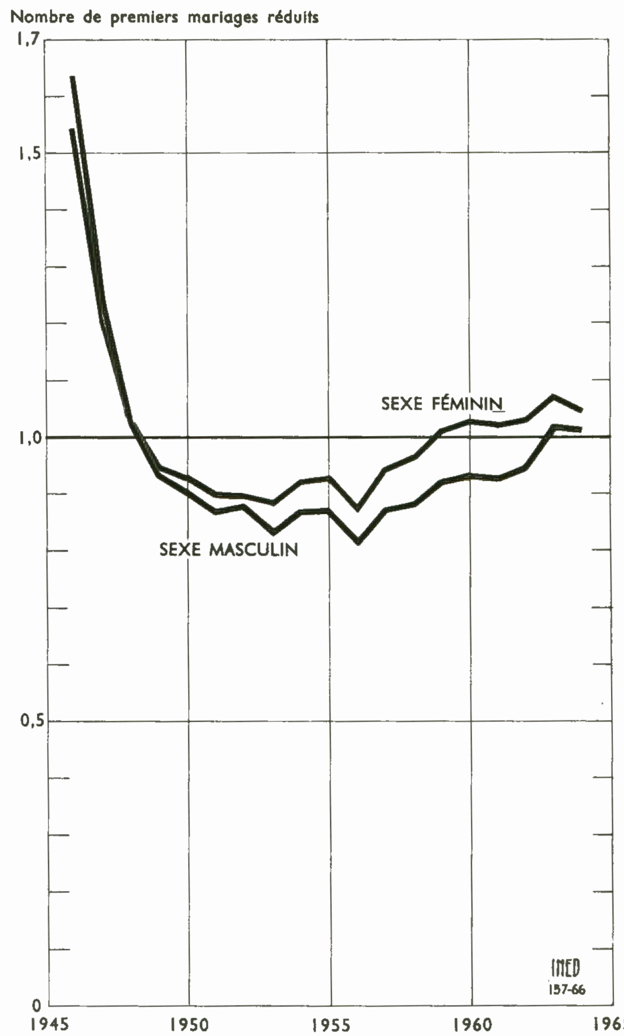

Figure 39 - FRANCE. Nombres annuels de premiers mariages réduits.

et par conséquent, la somme des premiers mariages réduits vaut

$$1,10\ p$$

p étant l'intensité, supposée constante, de la nuptialité dans les générations. On peut dire que ce raccourcissement de la moyenne du calendrier situe l'indice du moment à 10 % au-dessus de l'indice correspondant de génération. Comme p est assez souvent supérieur à 0, 9 (il vaut environ 0, 92 chez les femmes en France), 1, 10 p avoisine ou dépasse 1.

Enfin, portant notre attention sur les "accidents" de la courbe de la figure 39. Le plus notable est le "creux" de 1956 qui coïncide avec la modification sensible des obligations militaires intervenues cette année-là ; la pointe très nette de 1963, qui se greffe sur le mouvement général de hausse, résulte du retour à une situation normale. Notons encore que depuis 1948 la somme des mariages réduits est plus élevée chez les femmes que chez les hommes, résultat du déséquilibre des effectifs en présence (plus d'hommes que de femmes) ; en 1964 les deux courbes se rapprochent et l'on peut penser que cette tendance continuera à s'affirmer, la courbe relative aux hommes finissant par se situer au-dessus : arrivées les premières à l'âge du mariage, les générations féminines nombreuses d'après-guerre vont en effet renverser, pendant un certain temps, le déséquilibre que nous venons de signaler.

La fécondité légitime de premier rang

Avec la figure 40, nous avons la représentation graphique de la somme des premières naissances réduites en France pour les années 1948-1964(1). Comme une telle somme, dans une promotion de mariages, donne la probabilité d'agrandissement a_0, on appelle parfois la somme des premières naissances réduites, probabilité d'agrandissement (a_0) du moment(2)

Portons notre attention sur le trait essentiel de l'évolution de cet indice dans la figure 40 : sa croissance très importante et à peu près ininterrompue depuis 1953. Comme toujours, nous devons chercher à démêler ce qui, dans les variations de la somme des événements réduits, tient aux changements d'intensité et ce qui revient aux modifications de calendrier, cela dans les diverses cohortes intéressées.

A priori, nous ne rencontrons pas ici la circonstance favorable de l'exemple précédent, qui nous autorisait à conclure à des modifications certaines du calendrier : une somme des événements réduits dépassant l'unité. En fait, il s'agit d'une condition trop large qui doit être remplacée par la stricte condition suivante : dès lors que la somme des événements réduits dépasse la valeur limite supérieure possible pour l'intensité du phénomène dans les cohortes, (valeur qui n'atteint pas forcément l'unité), il y a nécessairement des différences de calendrier selon les cohortes(3). Or ici, nous pouvons affirmer que la fréquence des premières naissances, dans les promotions de mariage où la femme a moins de 50 ans ne saurait dépasser 0, 9 ; ce résultat découle de calculs faisant intervenir la répartition des âges au mariage, et ce que l'on sait de la progression de la stérilité avec l'âge de la femme.

Or, dans notre exemple, la somme des premières naissances réduites dépasse 0, 9 depuis 1959 ; il ne fait donc pas de doute que la venue des enfants de premier rang est de plus en plus précoce.

----

(1) Des problèmes de calcul se posent pour la détermination de cet indice et de ceux que nous examinerons dans la suite (ce qui explique en particulier la coupure du graphique en 1954) ; nous les étudierons systématiquement dans la dernière partie de ce chapitre.

(2) Appelation que l'on étend aux sommes des naissances réduites des divers rangs.

(3) Naturellement la conclusion est la même si l'indice du moment se situe en dessous de la valeur limite inférieure. Rappelons ce qui justifie ces conditions : s'il n'y avait pas de changements dans le calendrier, la somme des événements réduits serait une moyenne pondérée des intensités du phénomène dans les cohortes et se situerait, par conséquent, dans l'intervalle délimité par les valeurs extrêmes de ces intensités ; par conséquent, si l'indice du moment est extérieur à cet intervalle, c'est qu'il y a nécessairement modification du calendrier.

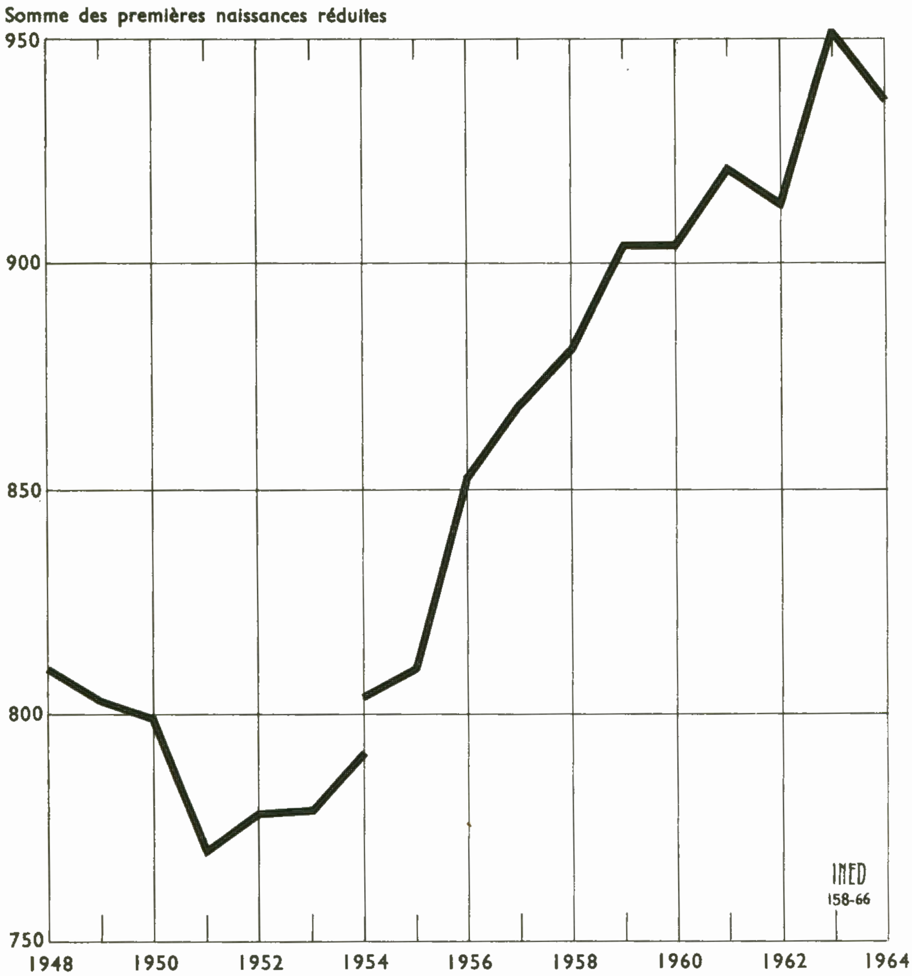

Figure 40 FRANCE. Somme des premières naissances réduites dans les promotions de mariages où la femme a moins de 50 ans (probabilité d'agrandissement du moment a_0).

La divortialité

Un troisième exemple suggestif nous est fourni par les variations en France, depuis 1910 (avec une lacune de quelques années), de la somme des divorces réduits (cf. figure 41). Des à-coups très importants se superposent à une tendance générale marquée par une hausse régulière, sensiblement linéaire, au moins jusqu'en 1955 (ligne en tireté). Ces accidents sont visiblement en relation avec les deux guerres mondiales : un conflit, par exemple celui de 1939-1945, empêche certains divorces d'avoir lieu, qui sont prononcés une fois la paix revenue. Mais ici, le surcroît de divorces de l'immédiat après-guerre dépasse sensiblement la baisse momentanée de la période de guerre(1) ; il n'y a donc pas simplement "récupération" mais encore apparition de divorces supplémentaires, séquelles probables de la guerre. Par conséquent les accidents dans la courbe de la

----

(1) On peut préciser quantitativement ce point en faisant l'addition des sommes des divorces réduits pour les années de guerre, et en comparant le résultat avec celui de l'addition des sommes de divorces réduits correspondant à la ligne de tendance ; on fait le même genre de rapprochement pour l'après-guerre. On peut ainsi mesurer et comparer les écarts à la ligne de tendance, et préciser le surcroît de divorces causé par le conflit. Le bilan peut d'ailleurs se faire en nombres absolus. Nous sommes ainsi parvenus au décompte suivant :

ruptures différées par la guerre	- 50.000
surcroît de ruptures de l'après-guerre	+ 125.000
ruptures supplémentaires provoquées par la guerre	+ 75.000

somme des divorces réduits ne résultent pas seulement de bouleversements dans le calendrier, mais aussi de la hausse de l'intensité du phénomène dans certaines promotions particulièrement touchées par la guerre.

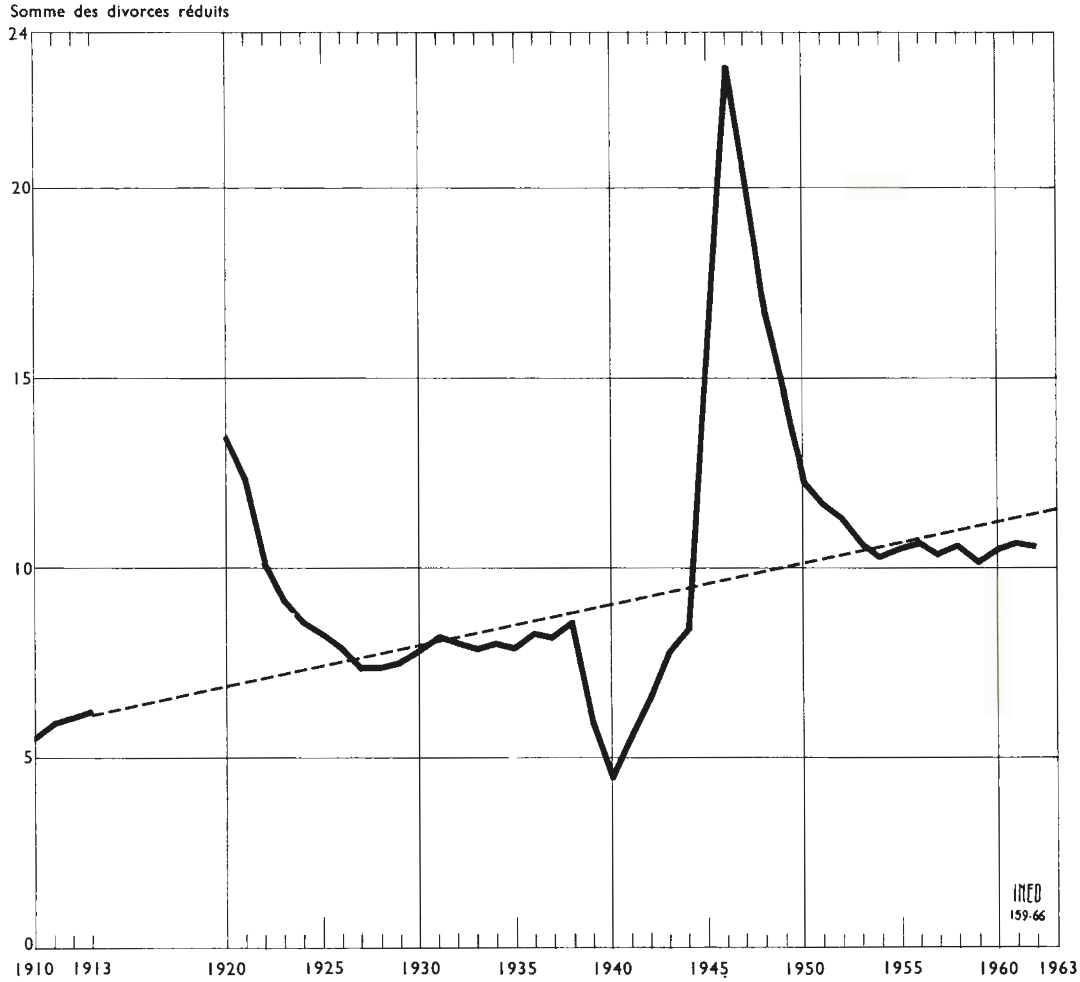

Figure 41 - FRANCE. Somme des divorces réduits.

Pour illustrer une de nos formules précédentes, on peut encore déduire de la tendance linéaire de la somme des événements réduits, les valeurs "fondamentales" de l'intensité de la divortialité dans les promotions. Rappelons toutefois que la formule

$$\sum \alpha_i \, p_i = p_m$$

suppose un calendrier du phénomène identique dans toutes les promotions. Sous cette hypothèse, et compte tenu d'une valeur de m estimée à 12 ans(1) on voit par exemple que la somme des divorces réduits évaluée à 9 % en 1940, selon la ligne en tireté (cf. figure 41), conduit à attribuer ce pourcentage comme mesure "fondamentale" de la divortialité dans la promotion de mariages 1928 (1940-12). Dans la mesure où les mariages de cette promotion ont été affectés, dans leur stabilité, par la guerre de 1939-1945, on doit s'attendre en fait à une fréquence de désunions un peu plus élevée.

----

(1) cf. L. Henry. Mesure de la fréquence des divorces. *Population* 1952-2.

Fécondité générale et fécondité légitime

Considérons maintenant un exemple où interviennent des événements renouvelables, en l'occurence les naissances de tous rangs dans une génération. Comme nous l'avons déjà signalé, les résultats généraux que nous avons établis demeurent valables, sous réserve de quelques adaptations de langage. Les taux qui interviennent ici sont les taux de fécondité générale qui ne sauraient être que des taux de seconde catégorie.

L'exemple retenu est celui des femmes blanches nées aux Etats-Unis, observées de 1900 à 1955. La somme des naissances réduites, résultat de l'addition des taux de fécondité générale d'une année, est calculée comme valeur moyenne sur des intervalles successifs de cinq ans ; il en résulte le graphique en trait plein de la figure 42.

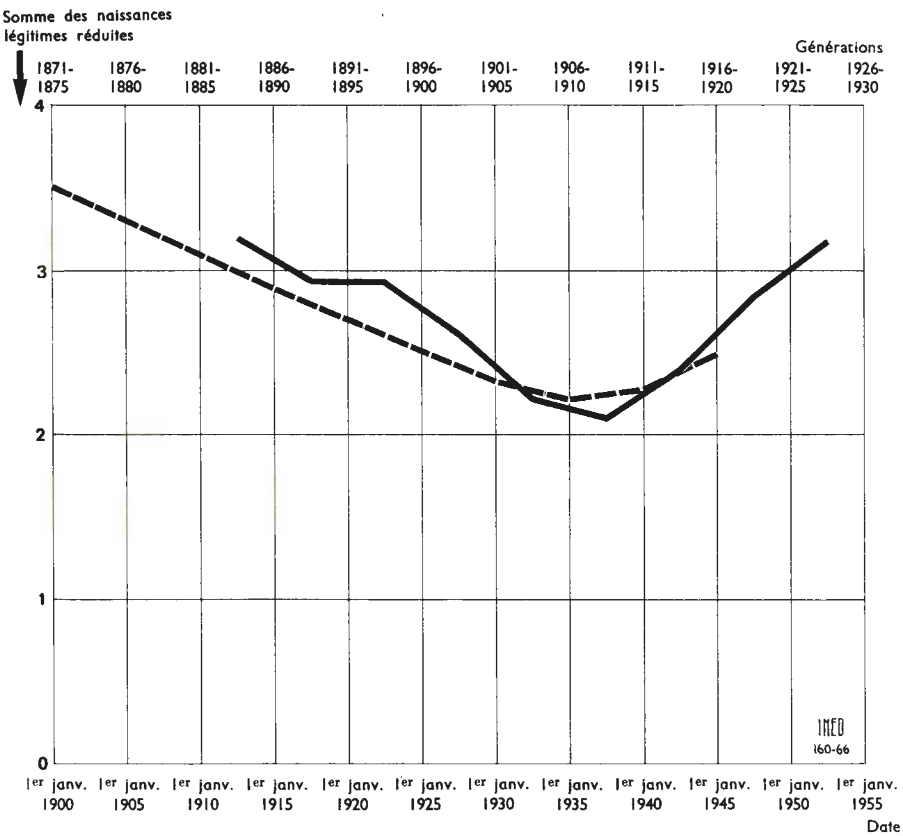

Figure 42 - Somme des naissances réduites (trait plein) et descendance finale (tireté) (Femmes blanches nées aux Etats-Unis).

Pour bien dégager la signification de cet indice du moment, nous mettrons ses variations en parallèle avec celles de la descendance finale des générations, indice qui résulte aussi de la sommation de taux de fécondité générale ; ces variations de la descendance finale des générations sont figurées en tireté, un groupe de cinq générations étant repéré en abscisse à la date où il a en moyenne 27 ans(1) âge avoisinant l'âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants. Pour nos comparaisons, nous allons utiliser les résultats généraux que nous avons établis concernant la somme des événements réduits.

----

(1) Comme le groupe de générations que nous nommons 1871-1875 est né en fait du 1er juillet 1870 au 30 juin 1875, ce groupe a 27 ans en moyenne au 1er janvier 1900 date où nous le repérons sur le graphique ; le groupe suivant sera repéré au 1er janvier 1905, etc..

Dans la mesure où le calendrier des naissances est invariable, la courbe de générations doit être parallèle à la courbe de la somme des naissances réduites (voire confondue, si l'âge moyen des mères est bien 27 ans) ; nous ne sommes pas loin de cette situation jusque vers 1925-1930, la légère "avance" de la courbe du moment pouvant tenir à un raccourcissement régulier du calendrier. Au-delà, la dissociation des deux courbes est le signe certain d'une modification sensible du calendrier ; à descendance finale constante, on pourrait interpréter la chute de l'indice du moment puis sa croissance très sensible avec l'inversion des positions relatives des deux courbes qui en résulte, comme le signe d'un allongement puis d'un raccourcissement du calendrier. Le fait que l'intensité du phénomène ait varié concurremment avec son calendrier ne devrait pas modifier le sens de ces conclusions(1).

Nous venons de conduire notre analyse dans des conditions particulièrement favorables, bénéficiant d'un recul important qui nous a permis, en particulier, de rapprocher indice du moment et indice de génération. Mais lorsque l'on s'efforce de suivre de près la conjoncture, on ne bénéficie pas de ces circonstances favorables, et l'interprétation est beaucoup plus hésitante.

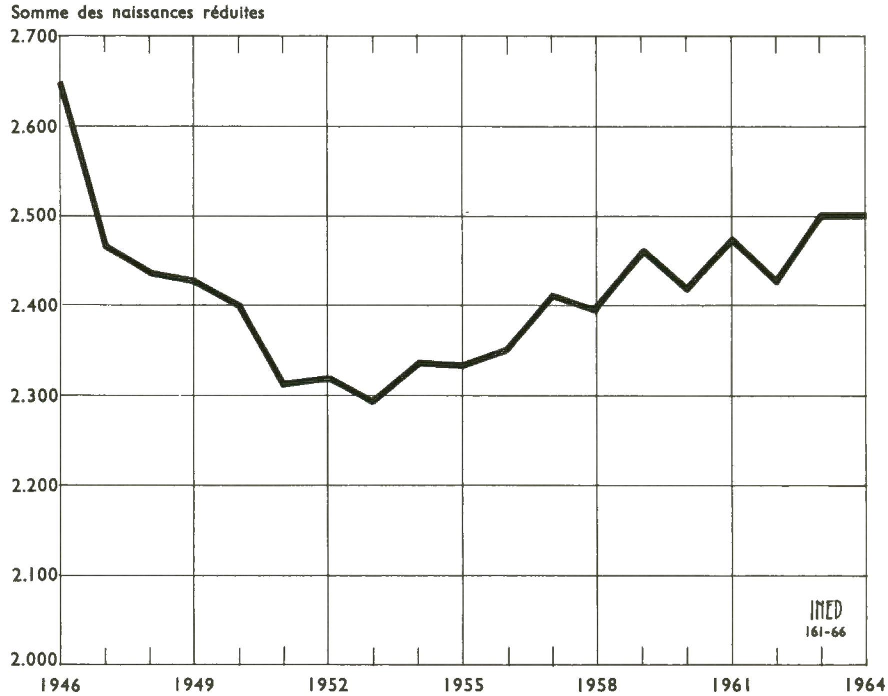

Figure 43 - FRANCE. Somme des naissances légitimes réduites.

Nous donnons avec la figure 43 un dernier exemple, celui de la variation de la somme des naissances légitimes réduites, addition des taux de fécondité par durée de mariage d'une année.

Taux de reproduction du moment

Par analogie avec ce que l'on a fait, à partir de la descendance finale d'une génération, on définit le taux brut de reproduction du moment comme étant égal au produit de la somme des naissances réduites par le rapport de féminité des naissances.

Dans le même esprit, en faisant intervenir la table de mortalité d'une année civile, on définit le taux net de reproduction du moment.

----

(1) Pour une analyse plus complète du présent exemple, on pourra se reporter à notre *Pratique de la Démographie* (sujet n° 18). Précisons encore que les statistiques sont extraites de W.H. Grabill, C.V. Kiser, P.K. Whelpton, *The fertility of American women*.

Ces indices n'ont une signification claire que lorsque la fécondité générale et la mortalité sont stationnaires dans le temps, auquel cas ils s'identifient avec les indices correspondants de génération.

En fait, le plus souvent, on utilise le taux net de reproduction du moment pour définir les caractéristiques de l'état limite, vers lequel la population considérée s'acheminerait, si les taux de fécondité par âge et la table de mortalité restaient immuables ; une population stable se trouve ainsi définie, dont le taux annuel d'accroissement naturel r est lié aux quantités R_0 et a' (taux net de reproduction et âge moyen effectif des mères selon les lois de fécondité et de mortalité retenues) par la formule :

$$r = \sqrt[a']{R_0} - 1$$

Ce taux r, appelé taux de Lotka, est alors présenté comme caractérisant l'effet véritable des conditions de fécondité et de mortalité de l'époque : construction assez gratuite, comme sont généralement gratuites les hypothèses de maintien de la fécondité et de la mortalité dans leur état actuel, sur lesquelles elle repose.

Vues d'ensemble

Résumons-nous.

Après avoir présenté les principes généraux qui doivent guider toute analyse transversale, nous avons porté notre attention sur les mesures synthétiques qui peuvent être utiles pour une telle analyse : table du moment en matière de mortalité, somme des événements réduits pour les autres phénomènes. Sans doute est-il possible d'utiliser dans tous les cas le procédé de la table du moment(1), mais il s'agit alors d'une construction laborieuse, assez peu souvent réalisable dans la pratique, et, de surcroît, moins riche de signification que la somme des événements réduits. Ce dernier indice est précieux car il est lié assez simplement aux facteurs qui déterminent les manifestations du moment d'un phénomène (calendrier et intensité dans les diverses cohortes).

Mais, la place de choix que nous avons donné à la somme des événements réduits d'un phénomène, ne doit pas nous faire oublier que toute analyse, et singulièrement toute analyse transversale, ne saurait être conduite à partir d'un indice unique. Il s'agit en fait, chaque fois, de mobiliser le maximum de données sur le phénomène étudié. En particulier, une place doit être réservée à l'examen attentif de l'histoire propre à chaque cohorte se manifestant durant l'année considérée.

3 – PROBLÈMES DE CALCUL

Soucieux avant tout de présenter des méthodes de mesure propres à l'analyse transversale et d'en dégager la signification, nous n'avons pas envisagé les problèmes de calcul qui se trouvent souvent posés du fait de l'insuffisance des données statistiques disponibles. Nous allons maintenant examiner ces questions.

La table de mortalité

Sa détermination repose entièrement sur celle des quotients. Nous avons déjà précisé les exigences quant à la surface de calcul dans le diagramme de Lexis (cf. page 135 et figure 35). En fait, le plus souvent les tables du moment reposent sur des calculs dans les surfaces permettant

----

(1) Mais par contre, on ne saurait calculer la somme des décès réduits, les décès ne pouvant être rapprochés que des survivants.

une mesure directe des risques de mortalité entre anniversaires, ce qui conduit à abandonner une partie de l'information disponible sur la période étudiée, et interdit une mesure sur une seule année de calendrier (cf. figures 44-a et 44-b ; les surfaces hachurées sont les surfaces perdues).

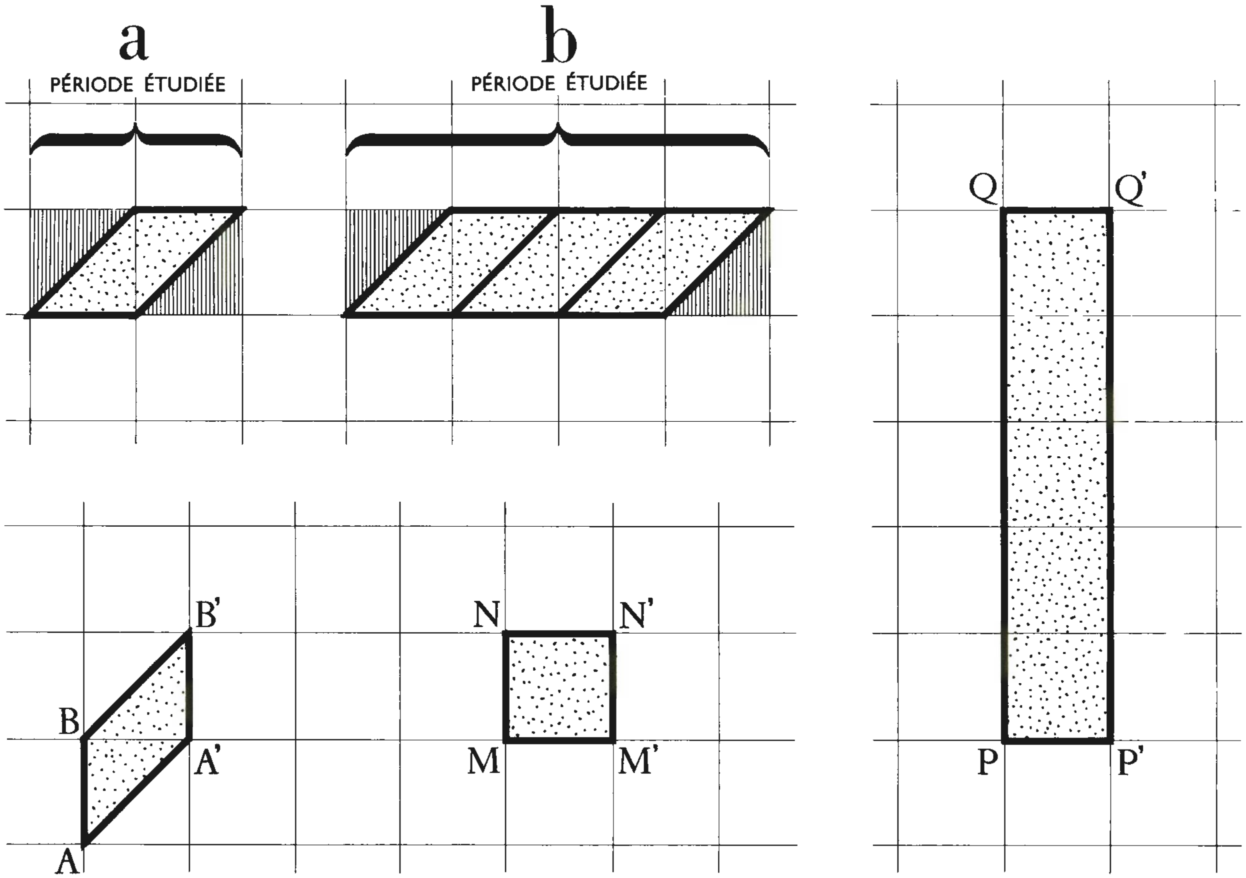

Figure 44

Pour établir une table annuelle on peut utiliser ou bien la surface de calcul ABA'B', ou bien la surface MNM'N' ; dans ce dernier cas on calcule le taux t de mortalité qui se transforme en quotient q entre les anniversaires de la figure, selon la formule déjà signalée (cf. page 76).

$$q = \frac{2t}{2+t}$$

Le passage du taux au quotient peut aussi se faire au niveau de la figure PQP'Q', mais en utilisant cette fois des tables numériques (Reed et Merrell) : un taux quinquennal est alors transformé en quotient quinquennal. Les mêmes tables assurent aussi le passage aux quotients décennaux (et à q_0 et $_4q_1$). Nous donnons dans L'analyse démographique, tous les détails nécessaires pour effectuer de tels calculs.

Le taux de mortalité infantile

Le taux de mortalité infantile, mesure du moment par excellence, est défini traditionnellement comme le rapport du nombre de décès à moins de un an, une année donnée, au nombre de naissances vivantes de cette année (figure 45) :

$$q_0 = \frac{d_0 + d'_0}{N}$$

Définition et mesure peu satisfaisantes, une fraction appréciable des décès infantiles provenant de naissances de l'année précédente.

Il y a deux procédés usuels pour améliorer la mesure.

- si l'on possède le double classement des décès infantiles (connaissance de d_o et de d'_o), on peut appliquer la formule

$$q_o = \frac{d_o}{N} + \frac{d'_o}{N'}$$

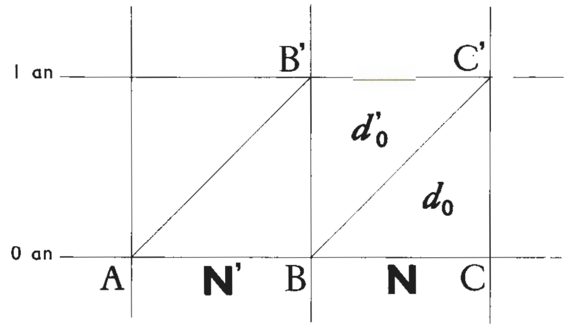

Figure 45

qui est rigoureuse à condition que la mortalité dans BCC' soit la même que dans ABB'. Mais, alors même que cette condition n'est pas vérifiée, le gain en précision entrainé par la prise en compte des naissances relatives à chaque année est de beaucoup supérieur à l'imprécision causée par les variations, nécessairement assez faibles, de la mortalité infantile d'une année sur l'autre.

- si l'on ne connait que le total des décès infantiles ($d_o + d'_o$) on peut appliquer la formule

$$q_o = \frac{d_o + d'_o}{\alpha N + \alpha' N'}$$

(α, α') étant la répartition approximative des décès dans les deux premiers triangles d'une génération. En effet, si (α, α') est la répartition précise, supposée la même dans les générations AB et BC, et si q_o est le quotient de mortalité, commun également à ces deux générations,

$$d'_o = q_o N'\alpha'$$

$$d_o = q_o N\alpha$$

et

$$q_o = \frac{d_o}{\alpha N} = \frac{d'_o}{\alpha' N'} = \frac{d_o + d'_o}{\alpha N + \alpha' N'}$$

Alors que ces diverses hypothèses ne sont pas rigoureusement vérifiées, la formule proposée apporte néanmoins une amélioration sensible.

Présentons un exemple, celui du calcul de la mortalité infantile en France en 1946

$N = 840.247 \qquad d_o = 40.884$

$N' = 643.400 \qquad d'_o = 16.159$

1ère formule : $\frac{d_o + d'_o}{N} = \frac{57.043}{840.247} = 67,9$ ‰

2ème formule : $\frac{d_o}{N} + \frac{d'_o}{N'} = \frac{40.884}{840.247} + \frac{16.159}{643.400} = 73,8$ ‰

3ème formule : $\frac{d_o + d'_o}{\alpha N + \alpha' N'} = \frac{57.043}{791.035} = 72,1$ ‰

($\alpha = 0,75$; $\alpha' = 0,25$)

La somme des événements réduits

Défini comme la somme des taux de seconde catégorie, cet indice ne pose aucun problème particulier de calcul lorsque l'on dispose des éléments pour déterminer ces taux. Nous avons d'ailleurs donné dans le tableau 52 un exemple d'un tel calcul.

En fait, il n'y a guère qu'une cohorte dont on puisse suivre d'année en année les variations d'effectifs : la génération. Pour les autres on ne connait, au mieux, que l'effectif initial.

Par ailleurs, les événements d'une catégorie donnée (les divorces d'une année par exemple), sont rarement répartis entre les cohortes (promotions de mariages dans notre exemple), auxquelles ils se rapportent.

On s'accommode de la première insuffisance au prix d'une imprécision des résultats ; la seconde oblige à rechercher une solution de remplacement.

Premier exemple. Soit à calculer pour l'année 1955, en France, la somme des premières naissances légitimes réduites. Faute de disposer des mariages subsistants dans chaque promotion, on rapportera les premières naissances, non pas à l'effectif moyen des mariages en 1955, mais à l'effectif initial (cf. tableau 53).

Tableau 53

France. Calcul de la somme des premières naissances réduites en 1955

Promotion de mariages	Effectif initial (femmes de moins de 50 ans)	Naissances de premier rang	Taux (p. 10.000)
1955	303.020	39.816	1.314
1954	304.573	117.149	3.846
1953	298.642	39.202	1.313
1952	304.039	18.128	596
1951	310.495	10.879	350
....	....	....	.....
1934	292.338	28	1
1933	309.370	35	1
1932	308.501	12	-
Somme des premiers naissances réduites : 8.100			

De cette façon on sous-estime généralement la somme des événements réduits, les disparitions dans les cohortes l'emportant le plus souvent sur les arrivées (sauf période d'immigration intense).

Deuxième exemple. Calculons pour la même année la somme des secondes naissances légitimes réduites ; cette fois-ci, non seulement on ne connait pas les effectifs subsistants en 1955 des cohortes de femmes ayant eu un premier enfant, mais on ignore également la répartition des secondes naissances selon ces diverses cohortes de femmes(1).

Présentons la méthode qui est adoptée dans ce cas, avec des notations littérales pour atteindre à la généralité. Comme dans la figure 38, nous numérotons 0, 1, 2,... les cohortes successives, d'effectifs initiaux N_0, N_1, N_2,... Ces cohortes donnent naissance à $\mathcal{N}$ événements durant l'année 0 étudiée. En toute généralité

$$\mathcal{N} = \sum_{i=0}^{\omega} \alpha_{i,i}\, p_i\, N_i$$

----

(1) Ce n'est plus vrai en France depuis 1959, date à partir de laquelle on dispose des naissances par rang selon l'année de la naissance de rang précédent.

et, si l'on suppose les calendriers peu variables selon les cohortes,

$$\mathfrak{N} = \sum_{i=0}^{\omega} \alpha_i \; p_i \, N_i$$

Ce que l'on cherche (somme des événements réduits), s'écrit

$$\sum \alpha_i \; p_i$$

La solution consiste à assimiler cette quantité à

$$\frac{\sum \alpha_i \; p_i \; N_i}{\sum \alpha_i \, N_i} = \frac{\mathfrak{N}}{\sum \alpha_i \; N_i} \qquad \text{(F)}$$

ce qui revient à confondre les deux systèmes de pondération

$$\{\alpha_i\} \quad \text{et} \quad \left\{ \frac{\alpha_i \; N_i}{\sum \alpha_i \, N_i} \right\}$$

Encore faut-il, pour appliquer la formule (F), faire choix d'une distribution $\{\alpha_i\}$ suffisamment voisine du calendrier plus ou moins bien connu du phénomène.

Après cette cascade d'approximations, il est difficile de juger la valeur de la formule finale proposée (formule (F)) ; ce sont des comparaisons avec les résultats obtenus différemment, notamment avec ceux donnés par la première méthode, qui justifient cette formule(1).

Revenons à notre exemple. En 1955, les naissances de second rang dans le mariage actuel sont en nombre (arrondi).

$$\mathfrak{N} = 192.600$$

Le calendrier $\{\alpha_i\}$ adopté est

(0,02 ; 0,22 ; 0,33 ; 0,16 ; 0,09 ; 0,06 ; 0,04 ; 0,03 ; 0,02 ; 0,02 ; 0,01)

On trouve,

$$\sum \alpha_i \, N_i = 0{,}02 \times 248.200 + 0{,}22 \times 246.400 + 0{,}33 \times 246.000 + \ldots + 0{,}01 \times 203.000$$

$$\sum \alpha_i \, N_i = 257.400$$

On peut donc estimer la somme des secondes naissances légitimes réduites (ou probabilité d'agrandissement (a_1) du moment) à

$$\frac{\mathfrak{N}}{\sum \alpha_i \, N_i} = \frac{192.600}{257.400} = 0{,}748$$

----

(1) cf. à ce sujet, un nouveau tableau statistique, Notes et documents, *Population* n° 3, 1961.

IMPRIMERIE LOUIS-JEAN
Ouvrages scientifiques
TYPO-OFFSET
GAP (Hautes-Alpes)
Dépôt légal nº 162
1966

PRIX : 12 F