JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

E. S. DANYSZ

Contribution à l'étude des fortunes privées, d'après les déclarations de succession

Journal de la société statistique de Paris, tome 76 (1935), p. 147-176

<http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1935__76__147_0>

© Société de statistique de Paris, 1935, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (http://www.numdam.org/conditions). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
http://www.numdam.org/

II

CONTRIBUTION
A L'ÉTUDE DES FORTUNES PRIVÉES
D'APRÈS LES DÉCLARATIONS DE SUCCESSION

MÉMOIRE présenté devant l'*Institut de Statistique de l'Université de Paris* le 23 juin 1934 (1).

SOMMAIRE

AVERTISSEMENT.

§ I. — Objet étudié, résultats.

PREMIÈRE PARTIE.

Introduction générale à l'étude des fortunes privées d'après les déclarations de succession.

§ II. — De la nécessité de connaître la répartition des successions suivant l'âge.
§ III. — Éléments dont dépen la variation du coefficient.
§ IV. — Ce que la statistique permet d'atteindre : limitations, corrections.
§ V. — Plan de travail : relevé des renseignements et dépouillement statistique.

DEUXIÈME PARTIE.

Les fortunes privées à Paris et dans la Manche : Fortune moyenne suivant l'âge. — Coefficient. — Fortune totale.

§ VI. — Limitation de lieu, de temps et d'objet.
§ VII. — Préparation des tableaux : difficultés rencontrées, leur solution.
§ VIII. — Successions suivant le sexe, l'âge, l'importance; fortunes des vivants.
§ IX. — Analyse des résultats. — Corrélation de l'âge et de l'importance. — Variation suivant le sexe et l'âge. — Coefficient. — Fortune totale.

ANNEXE.

§ X. — Théorème utilisé pour l'étude du coefficient.

AVERTISSEMENT

§ I — OBJET ÉTUDIÉ, RÉSULTATS

Une étude complète de la fortune privée supposerait à sa base une connaissance des patrimoines comparable, en tant qu'étendue et valeur de donnée, aux données fournies par les recensements relativement aux habitants d'un pays. Semblable étude complète comporterait également des développements analogues aux développements étayés par la science démographique sur ces données. C'est dire que notre ambition n'est que d'apporter une pierre à ce vaste édifice, — édifice dont d'ailleurs la plus grande partie demeure encore

(1) Voir du même auteur et sous le même titre une ÉTUDE, complémentaire du présent MÉMOIRE, publiée dans le *Bulletin de la Statistique générale de la France* (numéro d'oct - déc. 1934).

à construire. Notre but est seulement de faire de notre contribution un point de départ permettant d'orienter des recherches ultérieures.

Elle comporte deux parties distinctes, la première, la plus importante, établissant une méthode, la seconde se présentant comme une application de cette méthode. Mais si telle est la forme revêtue, pour plus de clarté, par le travail terminé, celui-ci, dans son élaboration, a suivi un ordre presque inverse : il nous a paru préférable de former, pour nos investigations, une méthode au contact des faits, des problèmes qui se posent, des difficultés qui surgissent au cours même des investigations. Le présent travail est un premier sondage dans le domaine des faits, sondage dont l'utilité principale est de nous avoir permis de jeter les bases d'une méthode.

*
* *

Les principaux résultats atteints sont les suivants :

Il paraît établi que, pour étudier la fortune privée à partir des déclarations de succession, pour pouvoir conclure de la fortune des décédés à la fortune des vivants, il est nécessaire de disposer d'un dépouillement statistique complet des déclarations suivant l'importance des successions et suivant le sexe et l'âge des défunts.

A partir d'un dépouillement semblable des successions déclarées à Paris et dans la Manche, il nous a été possible d'établir la variation de la fortune moyenne suivant le sexe et l'âge : cette variation est régulière, porte sur une échelle de valeurs étendue et paraît spécifique de l'état démographique et des coutumes économiques des lieux étudiés.

Le coefficient permettant de passer de la fortune des décédés à la fortune des vivants est, en première approximation, une moyenne des inverses des mortalités à chaque âge pour chaque sexe, inverses de mortalités pondérés par la fortune moyenne à ces âges. Il varie en raison directe de deux facteurs : l'inverse de la mortalité générale, et un facteur « d'association de la mortalité et des fortunes moyennes aux différents âges ». En pratique le deuxième facteur paraît devoir être plus important que le premier. En deuxième approximation, le coefficient doit être calculé à partir de la mortalité suivant le sexe, l'âge et la fortune.

Les résultats de nos dépouillements et de nos calculs donnent accessoirement une première indication sur la fortune « fiscale », très inférieure à la fortune réelle (pour en déduire la fortune réelle il y aurait lieu principalement d'évaluer l'importance de la fraude). La fortune fiscale des Parisiens s'élève, approximativement, à 100 milliards de francs, celle des habitants de la Manche à près de 8 milliards. Celle de la France s'élèverait à 575 milliards environ.

PREMIÈRE PARTIE

INTRODUCTION GÉNÉRALE A L'ÉTUDE DES FORTUNES PRIVÉES D'APRÈS LES DÉCLARATIONS DE SUCCESSION

§ II — De la nécessité de connaître la répartition des successions suivant l'age

La présente étude a pour point de départ un vœu adopté à l'unanimité par la Société de Statistique de Paris, le 20 janvier 1909, suivant les indications de Bertillon et de de Foville, au cours d'une discussion à laquelle prirent part MM. Borel, Cadoux, Delatour et March. La Société attirait l'attention du Ministre des Finances sur l'intérêt qu'il y aurait à établir la statistique du montant des successions suivant l'age des défunts, les statistiques publiées par la Direction Générale de l'Enregistrement ne fournissant de renseignements que sur le nombre de successions suivant l'âge.

La statistique faisant l'objet du vœu de la Société devait permettre d'évaluer — avec une précision non atteinte par l'utilisation d'autres données — la fortune totale privée et aussi le coefficient par lequel il convient de multiplier l'annuité successorale pour obtenir le montant de cette fortune totale.

En août 1910, le Journal de la Société de Statistique revient sur la question en publiant des « observations » de M. E. Chatelain, où ce dernier critique notamment les divers coefficients proposés jusqu'alors; il préconise : 1° l'évaluation de la fortune totale à une certaine date à partir de la statistique demandée au Ministère des Finances; 2° le calcul du coefficient au moyen de cette évaluation; 3° l'usage du coefficient ainsi obtenu, pour le calcul de la fortune à d'autres époques, tant « que l'on aura des raisons de croire qu'il n'y a rien de changé dans les causes générales, naturelles, économiques et juridiques qui décident de la formation, de l'acquisition des fortunes, de leur distribution par grandeur et par âge ».

Jusqu'à présent, il ne semble pas que des renseignements complets sur le montant des successions suivant l'âge aient été publiés et, par suite, les diverses évaluations existantes de la fortune et du coefficient sont effectuées sur d'autres bases. Les évaluations du coefficient varient entre moins de 30 et plus de 40; les évaluations de la fortune d'après l'annuité successorale varient en conséquence. Les diverses recherches partent en général du principe que le coefficient représente la durée moyenne d'une génération, ou, plus précisément, le nombre moyen d'années séparant deux mutations par décès d'un même bien. Le coefficient est estimé à moins de 29,5 (1) par March, et de Foville se rallie à cette estimation après avoir originellement proposé 35 ou 36 (2).

---

(1) Journal de la Société de Statistique de Paris, 1909, pages 37 et 39 (Base de l'estimation : écart entre l'âge moyen des héritiers, âge plus élevé que l'âge moyen de la population (32 ans et 2 mois, en 1901), et l'âge moyen des auteurs de succession (61 ans et 7 mois, en 1906)).

(2) Même source, page 36; A. de Foville, *La France économique*, Paris, 1887, page 441; A. de Lavergne et L. P. Henry, *La richesse de la France*, Paris, 1908, page 44 (Première base proposée : écart moyen entre deux transmissions par décès d'un même bien au cours de 900 ans d'après une enquête administrative utilisée pour le calcul des droits de main-morte).

M. Colson retient un coefficient 30 (1) à appliquer au total des successions et des donations, coefficient qui correspond sensiblement aux premiers chiffres, 35-36, indiqués par de Foville et qui sont applicables aux successions seules. M. E. Michel adopte dans ses travaux anciens et récents le nombre 45 (2).

Dans les ouvrages traitant de cette question, il est souvent fait référence aussi à des travaux d'économistes anglais; ceux que cite B. Mallet (3) proposent les chiffres 29, 30, 32, 40 et même 55 !

B. Mallet (3) en Angleterre et J. Séailles (4) en France ont suivi une méthode voisine de celle préconisée devant la Société de Statistique par M. E. Chatelain. Malheureusement, le premier ne dispose que de renseignements insuffisants pour les petites successions : les successions inférieures à 1.000 Livres étaient exemptes de tout droit à l'époque envisagée, et les recherches de l'auteur ne reposent que sur les successions du dixième environ des personnes décédées. Quant à J. Séailles, il essaie de remédier à l'absence de toute donnée de fait sur le montant moyen des successions suivant l'âge en adoptant l'hypothèse, fort ingénieuse mais incertaine, que la variation en fonction de l'âge de ce montant est la même que celle de la proportion des successions actives déclarées au total des décès. B. Mallet arrive, pour l'Angleterre, au coefficient 24, J. Séailles pour la France au coefficient 39. En appliquant sa méthode aux données dont disposait B. Mallet, J. Séailles trouve le nombre 26, ce qui, à défaut de vérifications précises restant encore à faire, tendrait à montrer que cette méthode est utilisable tout au moins pour la recherche de l'ordre de grandeur du coefficient.

Sans revenir aux critiques formulées par M. Chatelain, on doit constater qu'aucun accord ne paraît être intervenu et que, à défaut de données complètes sur le montant des successions suivant l'âge, il y a divergences importantes entre les auteurs les plus autorisés (5), et incertitude. Il semble donc opportun de mettre au point et d'essayer d'appliquer rigoureusement la méthode esquissée par la Société de Statistique.

***

Dans la plupart des pays, il n'existe pas de recensement des fortunes privées, et il n'est possible d'en faire directement que de très grosses estimations. En général cependant ces fortunes sont systématiquement décrites et évaluées une à une, rapportées à leurs propriétaires respectifs, à une — et une seule — occasion, celle de leur mutation par décès. On possède donc bien les éléments

---

(1) C. Colson, *Cours d'économie politique*, Édition définitive, Paris, 1927, livre III, page 375 (Choix critique entre les diverses méthodes proposées).

(2) Journal de la Société de Statistique de Paris, 1933, page 331 et E. Michel, *La dette hypothécaire*, Paris, 1914, page 9 (Coefficient obtenu à partir d'un calcul de survie appliqué aux différents groupes d'héritiers : enfants légitimes, époux, frères et sœurs, oncles, etc...).

(3) Bernard Mallet, *A Method of estimating Capital Wealth from the Estate Duty Statistics*, *Journal of the Royal Statistical Society*, mars 1908, pages 65 et suivantes.

(4) J. Séailles, *La répartition des fortunes en France*, Paris, 1910, pages 113 et suivantes.

(5) Ainsi, M. Colson en 1927 [note (1)] et M. Michel en 1933 [note (2)], ne tiennent pas compte de l'évaluation Séailles et maintiennent les leurs sensiblement différentes l'une de l'autre.

de toutes études désirables sur les fortunes, le montant de chacune, la nature des biens dont elles se composent, celle du passif dont elles sont grevées, l'état civil, la profession, l'identité en général de leur possesseur,..... mais il s'agit là seulement des fortunes telles qu'elles sont au moment de la mort de ces derniers. Or tous ces renseignements n'ont en eux-mêmes qu'un intérêt secondaire, ceux qui en auraient un de première importance seraient les mêmes, mais relatifs à la fortune de l'ensemble des vivants. Il est donc essentiel de trouver une méthode permettant de passer de la connaissance de la fortune des décédés à celle de la fortune des vivants. Ce qui sépare l'une de l'autre, c'est le ou les coefficients à déterminer. Et il ne s'agit pas seulement de la connaissance des montants totaux, il s'agit de tous les renseignements que les statistiques successorales donnent ou pourraient donner avec les éléments dont on dispose.

En ce qui concerne les comparaisons relatives aux fortunes en des temps ou à des lieux différents, ainsi que certains auteurs l'ont déjà remarqué (1), la détermination préalable de la valeur absolue du coefficient n'est pas utile, mais il faut alors s'assurer de sa constance; si elle n'est pas constante dans la comparaison envisagée, il reste indispensable de déterminer sa variation. — Les auteurs qui ont cherché à déterminer le coefficient se sont peu préoccupé, en général, de cette variation : dans leurs ouvrages, il est souvent question du coefficient comme si, son montant une fois déterminé, il était directement applicable à des temps et lieux divers. Cette attitude est parfaitement légitime si l'on estime que les variations possibles du coefficient ne sont pas d'un ordre de grandeur supérieur à l'erreur maximum probable de son évaluation; elle n'est pas admissible si cette évaluation est meilleure.

Les fortunes de ceux qui meurent dans l'année constituant un échantillon (un prélèvement, dirait-on en biologie) de l'ensemble des fortunes à cette date, le premier coefficient qui se présente à l'esprit est le rapport

$$\frac{\textit{nombre des vivants.}}{\textit{nombre des décès}},$$

c'est-à-dire l'inverse de la mortalité : s'il y a 50 fois plus de vivants que de décès, la fortune totale serait égale à 50 fois l'annuité successorale. Ce coefficient ne peut pas être retenu parce que les répartitions suivant le sexe et l'âge des vivants et des décès sont très différentes et que, de toute évidence, la fortune varie avec l'âge (Voir graphiques, § IX). Multiplier simplement l'annuité successorale par ce coefficient, ce serait considérer que l'échantillon qui se compose surtout de personnes âgées est représentatif des vivants, parmi lesquels les adultes et les jeunes sont les plus nombreux.

La diversité de répartition, suivant le sexe et l'âge, des vivants, des décès et des fortunes, constituant la difficulté, on est conduit naturellement à fractionner par groupe d'âge dans chaque sexe le passage de la fortune des décédés à celle des vivants. Sans rien préjuger encore des corrections et ajustements qui pourront être faits par la suite pour assurer une correspondance étroite

(1) Cf. notamment : F. Simiand, *Le salaire, l'évolution sociale et la monnaie*, Paris, 1932, tome II, page 319.

entre l'échantillon et ce qu'il représente, il paraît légitime de considérer le groupe des décédés d'un certain sexe et d'un certain âge comme l'image en réduction des vivants du même sexe et du même âge; pour passer de la fortune des uns à celle des autres, il suffit d'employer comme coefficient partiel l'inverse de la mortalité relative AU SEXE ET A L'AGE DU GROUPE. La fortune des vivants est alors constituée par l'ensemble des fortunes des vivants de chaque groupe et le coefficient global, quotient de la fortune ainsi déterminée et de l'annuité successorale, est une moyenne particulière des coefficients partiels (1). Ainsi apparaît, déjà nettement établie, la nécessité d'analyser les successions suivant le sexe et l'âge.

Précisons que le fractionnement par sexe apparaît comme aussi nécessaire que le fractionnement par âge, bien que, jusqu'à présent, les économistes et statisticiens ne se soient guère préoccupés que de l'âge : les répartitions par âge des vivants et celles des décès diffèrent en effet suivant le sexe, et il est à présumer que les répartitions par âge des fortunes diffèrent aussi suivant le sexe.

Il est en outre un ordre de recherches pour lequel la connaissance de la répartition suivant l'âge des successions est indispensable même si l'on suppose le coefficient déterminé par ailleurs, ce sont les recherches relatives justement aux variations des fortunes et de leurs caractéristiques suivant l'âge. Ces connaissance ne sont pas d'un intérêt secondaire. La composition des fortunes suivant la nature des biens, par exemple, est différente chez un jeune homme qui tient ses possessions d'une donation, chez un adulte qui a acquis les siennes en partie par son activité, chez un vieillard qui a déjà distribué certains biens de son patrimoine : il paraît particulièrement intéressant de connaître la composition des fortunes de ceux qui les gèrent effectivement, c'est-à-dire en général des adultes. De même, la répartition des fortunes suivant leur importance, parmi les adultes, est plus significative que cette même répartition dans l'ensemble de la population; la richesse des vieillards et surtout celle des enfants, vivant « à la charge » des adultes, n'est en effet, dans une large mesure, qu'une fiction juridique et non une réalité sociologique : le niveau social de ces personnes « à charge » est en réalité celui de leur famille et n'a qu'un lien assez lâche avec le montant des biens qu'ils peuvent posséder en propre (2).

Lorsqu'ils sont constitués par des moyennes (fortune moyenne suivant l'âge, immobilière, ou mobilière, ou générale...), les renseignements de cet ordre peuvent être obtenus directement, à partir de la statistique des successions, sans

(1) En voir la formule ci-dessous, § III.

(2) Dans toute étude démographique, la répartition suivant l'âge joue semblablement un rôle essentiel. Le chiffre global d'une « population » (qu'il s'agisse de la population des vivants, des morts, des célibataires, des illettrés....., ou des personnes laissant une succession) est une donnée abstraite assez éloignée de la réalité sociologique. Les individus composant une population ne possèdent pas tous dans la même mesure la qualité de membre de la société et cette mesure, dans la plupart des cas, dépend en grande partie de l'âge. Les sociétés se composent en premier lieu de leurs membres actifs, des adultes en particulier : la société d'aujourd'hui ne comprend guère les enfants, les enfants c'est la société de demain — avec transition insensible entre les enfants et les adultes. Qu'il s'agisse de questions économiques, politiques, intellectuelles, militaires, il est impossible de comparer avec rigueur deux populations si on ne connaît pas leur composition respective par âge. A défaut de données sur cette composition, il vaudrait presque mieux connaître la population des adultes seuls, limités par des âges même arbitraires (toute coupure nette risque d'être arbitraire) que de ne connaître que la population globale.

l'usage d'aucun coefficient, puisque, sous réserve de corrections secondaires, la moyenne des successions d'un certain sexe et âge c'est justement la moyenne des fortunes dudit sexe et âge. Pour les renseignements relatifs à des totaux (montant total de la fortune des vivants suivant l'âge, répartition de ce montant à un âge donné, etc.....), il y a lieu d'employer les coefficients partiels par sexe et âge.

Il convient de bien remarquer enfin que, si la fortune totale se répartit suivant l'âge autrement que le nombre des vivants ou des décès, telles caractéristiques de la fortune (sa composition ou la profession de ses possesseurs, par exemple) peuvent aussi présenter une répartition suivant l'âge, particulière, différente de celle de la fortune totale. Pour connaître les caractéristiques de la fortune des vivants, il est donc nécessaire d'avoir la répartition suivant l'âge, non seulement du nombre des successions (renseignement fourni par l'Enregistrement), non seulement de leur montant (renseignement demandé par le vœu de la Société de Statistique), mais encore la répartition suivant l'âge de toutes leurs caractéristiques.

Pour établir, par exemple, la fortune immobilière des vivants à partir de celle des défunts, il faut connaître la répartition particulière suivant l'âge des successions immobilières, et le coefficient global particulier qui résulte des calculs n'est pas nécessairement le coefficient global relatif à la fortune totale.

En résumé, la connaissance de la répartition suivant l'âge des caractéristiques intéressantes des successions (nombre, montant, composition, identité du possesseur, etc...) est indispensable pour rendre possible :

1° La détermination, avec ou sans usage de coefficients partiels, de ces mêmes caractéristiques relativement à la fortune des vivants;

2° Le calcul de coefficients globaux permettant de renseigner sur la fortune des vivants toutes les fois que la répartition, suivant l'âge, des successions n'est pas donnée, mais que l'on est suffisamment assuré de la constance ou de la variation de ces coefficients globaux (1).

§ III — Éléments dont dépend la variation du coefficient C (2)

$$C = \frac{\textit{Fortune des vivants}}{\textit{Annuité successorale}}$$

Le calcul du coefficient tel qu'il vient d'être indiqué constituant l'une des utilisations importantes de la statistique des successions suivant le sexe

---

(1) Ces coefficients une fois déterminés par cette méthode, il reste possible de revenir à leur autre définition et de voir en eux le NOMBRE MOYEN D'ANNÉES SÉPARANT DEUX MUTATIONS PAR DÉCÈS de l'ensemble des biens ou de certains d'entre eux, suivant les cas. La statistique des successions suivant l'âge peut permettre ainsi, indirectement, de résoudre le problème des générations successorales.

(2) Il s'agit ici du coefficient global relatif soit à l'ensemble de la fortune, soit à une de ses caractéristiques; les mêmes considérations sont valables dans tous ces cas. Ainsi le coefficient peut être relatif à la fortune immobilière seule (pour reprendre un exemple déjà donné) ou encore à la fortune des personnes exerçant telle profession, des industriels, etc.....

Dans le premier exemple, $C = \frac{\text{Fortune immobilière des vivants}}{\text{Annuité successorale immobilière}}$

Dans le deuxième, $C = \frac{\text{Fortune des industriels vivants}}{\text{Fortune des industriels décédés dans l'année}}$; etc.....

et l'âge, il y a lieu de chercher, dès à présent, de quels éléments dépend sa variation (ou sa constance). Pour cela, il convient d'examiner la formule suivant laquelle on peut le calculer, et d'y reconnaître les éléments démographiques et économiques permettant d'en suivre au mieux les variations. La formule d'où l'on part, et celle à laquelle on arrive rapidement par tâtonnement, sont les suivantes (1) :

Soient (100 étant pris pour symbole de l'âge le plus élevé) :

V_i = nombre des vivants à l'âge i (2)

$$v_i = \frac{V_i}{\Sigma V_i} = \frac{V_i}{V_{0 \text{ à } 100}}$$

D_i = nombre des décès à l'âge i

$$d_i = \frac{D_i}{\Sigma D_i} = \frac{D_i}{D_{0 \text{ à } 100}}$$

F_i = fortune moyenne à l'âge i

$$f_i = \frac{F_i}{F_{0 \text{ à } 100}}.$$

($F_{0 \text{ à } 100}$ étant la fortune moyenne des vivants).

Dans la formule (2) les i sont tels qu'ils se rapportent tous au même nombre V de vivants :

$$V_i = V$$

$$C = \frac{\Sigma V_i F_i}{\Sigma D_i F_i} \qquad (1)$$

$$C = \frac{V_{0 \text{ à } 100}}{D_{0 \text{ à } 100}} \cdot \frac{1}{\Sigma d_i f_i} \qquad (2)$$

La formule (1) est évidente, la fortune des vivants à chaque âge i étant égalée à la fortune des décédés du même âge (D_iF_i) multipliée par l'inverse de la mortalité à cet âge (V_i/D_i), la fortune des vivants d'âge i étant donc égalée à V_iF_i.

Cette formule montre que C est une moyenne d'un type particulier, décrit par L. March (3), moyenne des rapports V_i/D_i, c'est-à-dire des coefficients partiels, pondérés par les fortunes moyennes F_i. (Dans une population donnée, les coefficients partiels sont toujours les mêmes; les coefficients globaux diffèrent au contraire suivant qu'il s'agit de la fortune totale, ou des immeubles seulement, ou du passif les grevant, etc..., par suite du fait que les coefficients partiels dont ils sont les moyennes sont pondérés respectivement dans ces différents cas par les fortunes moyennes, les fortunes immobilières moyennes, les passifs hypothécaires moyens, etc... qui leur correspondent).

La formule (2) se déduit de la première. En mettant en évidence dans celle-ci la mortalité générale et le niveau moyen de la fortune, on trouve :

---

(1) Il ne paraît pas utile de reproduire ici les tâtonnements de la recherche et il est plus clair d'en donner immédiatement les résultats. — Dans les raisonnements qui suivent, il est toujours sous-entendu que la répartition par âge est accompagnée de la répartition par sexe.

(2) Pratiquement, i se rapporte à un groupe d'âge, D_i désigne le nombre des décès de ce groupe au cours d'une année, V_i le nombre des vivants de ce groupe à une date située au cours de cette année.

(3) *Principes de la méthode statistique*, Paris, 1930, page 273.

$$C = \frac{V_{0 \text{ à } 100} \cdot F_{0 \text{ à } 100} \cdot \Sigma\, \varphi_i f_i}{D_{0 \text{ à } 100} \cdot F_{0 \text{ à } 100} \cdot \Sigma\, d_i f_i}$$

$$= \frac{V_{0 \text{ à } 100}}{D_{0 \text{ à } 100}} \cdot \frac{\Sigma\, \varphi_i f_i}{\Sigma\, d_i f_i}$$

Les i, c'est-à-dire pratiquement les groupes d'âge, étant alors choisis de telle façon qu'ils se rapportent tous au même nombre, $V_i = V$, de vivants (1), on obtient :

$$\varphi_i = \frac{V}{V_{0 \text{ à } 10}}$$

$$\Sigma\, f_i = \Sigma \frac{F_i}{F_{0 \text{ à } 100}} = \frac{\Sigma\, VF_i}{V} \cdot \frac{V_{0 \text{ à } 100}}{V_{0 \text{ à } 10} \cdot F_{0 \text{ à } 10}} = \frac{V_{0 \text{ à } 100}}{V}$$

$$\Sigma\, \varphi_i f_i = \frac{V}{V_{0 \text{ à } 10}} \cdot \frac{V_{0 \text{ à } 100}}{V} = 1$$

et l'on trouve bien :

$$C = \frac{V_{0 \text{ à } 10}}{D_{0 \text{ à } 10}} \cdot \frac{1}{\Sigma\, d_i f_i}$$

Cette formule permet de constater :

1° Que C est le produit de deux facteurs dont le premier est l'inverse de la mortalité générale et varie donc en raison inverse de cette mortalité;

2° Que la fortune moyenne disparaît de la formule et que, par suite, le niveau général des fortunes, si variable soit-il, ne joue en lui-même aucun rôle dans la variation de C en des temps ou en des lieux différents;

3° Que le deuxième facteur ne dépend ni de la mortalité générale, ni du niveau général des fortunes, mais seulement de l'ASSOCIATION OU DE LA NON-ASSOCIATION aux mêmes âges de mortalités RELATIVEMENT élevées et de fortunes RELATIVEMENT grandes : le deuxième facteur est d'autant plus petit que les fortunes les plus grandes se rencontrent aux âges où la mortalité est aussi la plus forte, il est d'autant plus petit encore que fortunes et décès sont concentrés à ces âges; il est d'autant plus grand au contraire que fortunes et décès sont groupés à des âges différents (il serait infini si à certains âges la mortalité était nulle et que les personnes de ces âges soient les seules détentrices de fortune).

Cette propriété du deuxième facteur résulte immédiatement, d'une part du théorème démontré en annexe (§ X), et d'autre part du fait que $\Sigma\, d_i$ et $\Sigma\, f_i$ sont des constantes :

$\Sigma\, d_i = \Sigma \frac{D_i}{\Sigma\, D_i} = 1$; $\Sigma\, f_i = \frac{V_{0 \text{ à } 100}}{V}$, soit le nombre des groupes d'âge, nombre choisi par convention pour la commodité ou la précision des calculs.

---

(1) Du fait de cette convention, les D_i, représentant la répartition des décès suivant des groupes égaux de vivants, et les d_i, représentant la répartition de la fréquence des décès suivant les mêmes groupes, sont les uns et les autres proportionnels à la mortalité suivant l'âge.

En résumé, C est une moyenne pondérée de coefficients partiels; il varie en raison de l'inverse de la mortalité générale et d'un deuxième facteur que l'on peut nommer facteur d'association de la mortalité et de la fortune.

***

C est donc lié à un élément purement démographique, la mortalité, et à un élément démographique et économique, la répartition de la fortune suivant le sexe et l'âge. Ce dernier élément dépend de la coutume et des faits économiques : dotations des enfants, notables ou négligeables, précoces ou tardives, rendement de l'activité des adultes, importance de leur épargne, pratique de donation-partage, etc..... Mais ce même élément dépend aussi du fait démographique de la répartition suivant le sexe et l'âge des vivants : si une catégorie de sexe et d'âge se trouve réduite (les hommes adultes à la suite d'une guerre par exemple), les autres catégories s'en trouvent nécessairement enrichies (dans le même exemple, les femmes remplacent en partie les hommes disparus, les vieillards peuvent garder certains biens, les jeunes avancer leur « prise en charge » de certains autres).

Il convient de remarquer ici que si C ne varie pas directement en fonction du niveau général des fortunes, il peut en dépendre indirectement : il dépend de la coutume et des faits économiques, des habitudes de transmission des biens, des modes d'acquisition,..... dont on ne peut présumer l'identité aux différents niveaux de fortune.

Pour que C soit constant, il faut que les divers éléments dont il dépend soient constants, ou encore que leurs variations soient de sens contraire et se compensent. Afin de déterminer le degré auquel ils sont variables et donc pratiquement importants ici, il y aura lieu d'en observer le jeu dans les faits.

§ IV — Ce que la statistique des successions permet d'atteindre : limitations, corrections

Pour l'étude de la fortune privée, nous disposons d'une base et d'une méthode. D'une base : les patrimoines déclarés à l'Enregistrement, les seuls relativement auxquels sont relevés des renseignements détaillés. D'une méthode : l'utilisation de la répartition, suivant le sexe et l'âge, de ces patrimoines pour déterminer la fortune des vivants et pour calculer des coefficients globaux, méthode paraissant s'imposer notamment par suite de l'incertitude des coefficients calculés par d'autres procédés; méthode nécessaire aussi, remarquons-le, pour étudier dans les faits la variation des coefficients globaux dont nous venons de voir la liaison avec les répartitions suivant le sexe et l'âge.

Afin de faire un pas de plus, il faut examiner l'extension exacte de la base (les recherches complémentaires qu'elle suppose), et la rigueur de la méthode (les corrections qu'il faut y apporter), sauf à n'utiliser immédiatement qu'une partie des résultats de cet examen.

***

La base n'est pas un échantillon parfait de la fortune privée dans son ensemble.

Fraude. — Afin d'éviter l'impôt, les héritiers et légataires omettent des biens et en sous-évaluent d'autres. L'estimation de la fraude est par elle-même un sujet d'étude considérable que plusieurs auteurs, et notamment M. E. Michel, ont déjà traité (1). L'étude de la fraude est complémentaire de celle qui est entreprise ici, elle ne sera pas abordée pour le moment. Indiquons seulement que, d'après M. E. Michel, l'ordre de grandeur de la fraude serait actuellement en France du tiers de la fortune réelle, tiers composé surtout de titres au porteur (1).

Biens viagers. — Il y a des biens qui ont une valeur capitalisable tant que vit leur détenteur, mais qui disparaissent au moment de son décès, ce sont les biens viagers tels que rentes viagères, retraites, usufruits non successibles. Ces biens échappent par leur nature même à notre statistique. Une étude complète de la fortune des vivants devrait en tenir compte bien qu'ils soient d'une importance évidemment secondaire.

Biens non imposables. — Les biens ne servant pas à l'assiette de l'impôt sont tels, soit du fait de leur propre nature, soit du fait de leur ancien propriétaire et de ses successeurs. Dans les deux cas, ils ne sont souvent pas déclarés ou le sont imparfaitement. Les renseignements qui se rapportent à eux n'ont donc pas la qualité de ceux qui se rapportent aux autres biens.

Actuellement, et pour la population française (personnes DOMICILIÉES en France), ces biens, très divers, sont les suivants :

1° Immeubles et meubles « à assiette corporelle » situés hors de France et d'Algérie (les valeurs mobilières sont des meubles sans « assiette corporelle » et doivent en principe être déclarées et taxées même si elles sont déposées à l'étranger);

2° Successions ouvertes du fait de la Guerre et recueillies par le père, la mère, l'épouse ou les enfants du défunt; les déclarations de ces successions très nombreuses au lendemain de la Guerre sont devenues rares;

3° Dommages de guerre : « indemnités relatives aux frais supplémentaires ou de remplacement et à la dépréciation pour cause de vétusté »; ces indemnités s'ajoutent à l'indemnité pour perte subie qui, elle, est soumise à l'impôt;

4° Successions non déclarées en temps voulu, atteintes par la prescription et déclarées ensuite pour ordre (les déclarations de ces successions fournissent quelques indications sur la fraude);

5° Excédents de passif (« biens » négatifs) : quand l'actif excède le passif les déclarants ont intérêt à déclarer et justifier tout le passif déductible, l'impôt à payer s'en trouve réduit; dans le cas contraire, et surtout si le passif est beaucoup plus élevé que l'actif, il est sans intérêt de l'établir et de le justifier intégralement : comme dans les quatre cas précédents, il y a là un élément sans influence sur l'assiette de l'impôt.

Nous n'essaierons pas pour le moment de remédier à l'insuffisance des déclarations relativement à tous ces biens; les premiers (biens à l'étranger) et les

(1) E. MICHEL, *La fortune privée et les fraudes successorales*, Paris, 1913. — Opinion récente exprimée dans le *Journal de la Société de Statistique*, 1933, page 331.

derniers (« biens » négatifs) seuls d'ailleurs paraissent de quelque importance.

Successions négligeables. — En principe, tout bien, si minime soit-il, doit être déclaré. En fait, l'Administration n'insiste pas pour obtenir les déclarations de toutes petites successions qui ne pourraient donner lieu qu'à la perception de droits insignifiants. Les biens de ces successions, non imposés, pourraient être joints aux biens non imposables déjà vus. Leur évaluation se trouvant possible et paraissant opportune dès le début des calculs, elle sera cependant envisagée dans la deuxième partie de l'étude.

Bases d'évaluation. — En ce qui concerne les biens régulièrement déclarés, il y a lieu d'examiner encore suivant quels principes ils sont évalués; mais là, il y a matière pour une étude approfondie que nous réserverons (1).

En résumé, ce que les déclarations de succession nous permettent à elles seules d'atteindre, c'est une fortune « FISCALE », égale à la fortune privée totale, — moins les biens frauduleusement omis ou sous-estimés, — moins les biens viagers, — moins, en partie, certains biens non imposables (ou non susceptibles de réduire l'assiette de l'impôt), — moins les biens non imposés des successions négligeables, — et cela, provisoirement, sous réserve d'un examen de l'évaluation fiscale des biens déclarés.

Dans cette première étape de l'étude de la fortune privée, nous ne nous occuperons donc que de la fortune fiscale ainsi déterminée, avec le seul correctif d'une évaluation des successions négligeables.

***

La méthode indiquée suppose que la fortune des décédés d'un certain groupe de sexe et d'âge est une image non déformée de la fortune des vivants du même groupe. Pour qu'il en soit ainsi, il faudrait QUE LA MORT FRAPPE LES VIVANTS SANS DISTINGUER CEUX QUI SONT MALADES ET AFFAIBLIS DES AUTRES. — Supposant les vivants et les décédés en parfaite correspondance, nous passons, en outre, de la fortune des uns à celle des autres en utilisant indistinctement pour tout le groupe sa mortalité moyenne : pour que cette opération soit entièrement légitime, il faudrait QUE LA MORTALITÉ FÛT SENSIBLEMENT CONSTANTE DANS CE GROUPE. Il suffit d'énoncer ces hypothèses pour s'apercevoir qu'elles ne répondent pas exactement aux faits.

Deux corrections s'imposent :

En premier lieu, il paraît légitime de supposer qu'aux âges où en général la fortune s'accroît, elle ne s'accroît guère chez ceux dont la fin est prochaine : on ne dote pas une personne gravement malade et elle ne peut plus accroître son épargne par son activité personnelle. Il conviendrait donc de décaler les âges des vivants de ceux des décédés, de rapporter au groupe des décédés d'un certain âge un groupe de vivants plus jeunes. Il peut paraître difficile de déterminer de quelle durée exacte doit être ce décalage. A titre de premier sondage, on peut lui donner les dimensions extrêmes encadrant vraisemblablement la durée réelle inconnue et observer alors dans quelle mesure les résultats des

(1) Voir : *Bulletin de la Statistique générale de la France*, octobre-décembre 1934, **Étude spéciale, chap. 2.**

calculs en sont affectés. Ce sondage n'impliquant pas de recherches particulières, nous pourrons l'effectuer dès à présent en proposant comme dimensions extrêmes de décalage les expressions simples 0 (c'est-à-dire pas de décalage) et 1 an (car il ne semble pas qu'en moyenne l'évolution normale d'un patrimoine suivant l'âge puisse être arrêtée plus d'un an avant la mort de son propriétaire). — En principe, on pourrait aussi étudier un décalage inverse aux âges où le patrimoine normalement décroît (accélération des donations aux approches de la mort), il ne nous paraît pas nécessaire de l'envisager dès à présent.

En second lieu, on sait que la mortalité, même à l'intérieur d'un groupe de sexe et d'âge, varie suivant l'état civil, la profession, le niveau de fortune. L'influence du niveau de fortune est particulièrement importante pour nous. En effet, d'après les recherches de BERTILLON (1) et les travaux plus récents de M. HERSCH (2), cette influence est *très notable :* ainsi, d'après ces derniers travaux, la mortalité de la moitié la plus aisée de la population parisienne pourrait être deux fois moins élevée que la mortalité de l'autre moitié (différence d'ailleurs plus sensible pour les enfants, moins pour les personnes âgées). De plus, et surtout, le coefficient partiel qu'il y aurait lieu d'employer pour chaque groupe de sexe et d'âge, n'est plus, de ce fait, simplement l'inverse de la mortalité moyenne du groupe, c'est une moyenne *pondérée par la fortune.*

Soit, par exemple, pour un groupe de 2.000 personnes, 10 décès annuels parmi les 1.000 plus aisées (possédant en moyenne une fortune F) et 20 décès parmi les 1.000 autres (possédant en moyenne la fortune *f*). La mortalité moyenne du groupe est :

$$\frac{10 + 20}{1.000 + 1.000} = \frac{15}{1.000};$$

Mais le coefficient à employer est évidemment l'inverse de l'expression :

$$\frac{10 \,.\, F + 20 \,.\, f}{1.000 \,.\, F + 1.000 \,.\, f}, \text{ peu différente de } \frac{10}{1.000}$$

si *f* est négligeable à côté de F.

Il y aurait donc lieu de considérer :

— les coefficients SIMPLES, un par sous-groupe de sexe, d'âge et de FORTUNE (coefficient égalé à l'inverse de la mortalité de ce sous-groupe) ;

— les coefficients (auxquels on peut laisser le nom de PARTIELS) par groupe de sexe et d'âge ;

— les coefficients GLOBAUX. Le même type de moyenne, pondérée par la fortune moyenne, fournirait les seconds à partir des premiers, et les troisièmes à partir des seconds.

Malheureusement, les travaux publiés par M. Hersch ne donnent pas encore la variation de la mortalité suivant le sexe, l'âge et la fortune ; ils n'indiquent pas pas non plus, de façon immédiatement utilisable, la variation de la mortalité

---

(1) J. BERTILLON, *De la mortalité et de l'aisance*, mémoire présenté au X[e] Congrès international d'hygiène et de démographie, Berlin, 1907.

(2) L. HERSCH, *L'inégalité devant la mort*, Paris, 1920, et *Pauvreté et mortalité selon les principales causes de décès*, Rome, 1932.

suivant la fortune seule. Il ne peut donc pas être tenu compte dès à présent de cette variation.

Remarquons qu'à partir de la méthode non rectifiée, il sera peut-être possible d'évaluer par approximations successives cette variation en développant, avec toutes les précautions utiles, le raisonnement suivant :

1° En supposant constante la mortalité suivant la fortune, la fortune totale de la population A (composée surtout de personnes riches) est F_1, celle de la population B (plus pauvre) est f_1.

2° Les mortalités de A et de B étant connues, l'utilisation des nombres F_1 et f_1 permet une première évaluation de la variation de la mortalité suivant la fortune.

3° En supposant valable cette variation de la mortalité, la fortune de la population A devient F_2, celle de la population B devient f_2.

4° L'utilisation des nombres F_2 et f_2 permet une deuxième évaluation de la variation de la mortalité suivant la fortune. Etc..... — Si les nombres F_1, F_2, F_3,..... et f_1, f_2, f_3,... tendent respectivement vers des limites F et f, on peut admettre que la véritable fortune de A est F et que celle de B est f. La variation de la mortalité suivant la fortune serait celle qui correspondrait à ces nombres F et f.

Mais avant de pousser les recherches sur les perfectionnements possibles de la méthode, il est sans doute utile de mettre à l'épreuve dès maintenant celle dont nous disposons.

Nous essayerons donc d'évaluer la FORTUNE FISCALE (rectifiée par la prise en considération des PATRIMOINES « NÉGLIGEABLES ») en faisant simplement correspondre aux décédés de chaque âge :

1° Les VIVANTS DU MÊME AGE;

2° Les VIVANTS D'UNE ANNÉE PLUS JEUNES (aux âges où la fortune s'accroît).

Les recherches ultérieures pourront être guidées par les résultats ainsi obtenus.

§ V — PLAN DE TRAVAIL : RELEVÉ DES RENSEIGNEMENTS ET DÉPOUILLEMENT STATISTIQUE

Les considérations générales qui précèdent sont applicables en principe, à quelques détails près, à tous les pays où sont enregistrées les mutations par décès. Le plan de travail adopté, au contraire, est particulièrement adapté à la France à l'époque actuelle : il a été suivi dans le sondage limité qui a pu être effectué, mais il est généralisable, moyennant des retouches secondaires, à tout le territoire de la France depuis 1901, année au cours de laquelle ont été établies les bases du régime actuel de l'impôt sur les successions (1).

Dans chaque bureau de l'Enregistrement, les déclarations sont classées,

(1) Le texte introduisant ce régime est la loi du 25 février 1901. — Seules les grandes lignes du plan de travail suivi sont rapportées ici : il ne paraît pas utile d'en donner les détails.

numérotées, enliassées dans l'ordre chronologique suivant lequel elles sont faites : les registres de déclarations constituent notre « matière première ». A l'aide des renseignements portés dans les déclarations sont établies des fiches; la méthode des fiches a fait ses preuves et n'a plus à être justifiée. Chaque fiche ayant le même numéro que la déclaration à laquelle elle correspond, il est toujours possible de retrouver celle-ci, si besoin en est : toutes vérifications restent donc possibles.

Les divers renseignements intéressants contenus dans les déclarations et pouvant être notés dans un temps raisonnable sur les fiches, sont les suivants :

— Renseignements relatifs au défunt : date de décès, lieu de décès, domicile; sexe, âge, nationalité, état civil, profession, nombre d'enfants.

— Renseignements relatifs aux biens de la succession : valeur des diverses catégories de biens, actif global, passif global, excédent d'actif ou de passif.

Des fiches différentes correspondent aux différentes espèces de déclaration : déclarations dites principales, où, en principe, tous les biens sont décrits et évalués; déclarations complémentaires où sont relevés les biens omis sur les principales et certains biens précédemment sous-évalués; « soumissions » souscrites par les déclarants pour accepter une évaluation fiscale supérieure à celle qu'ils avaient donnée; déclarations « nulles », nulles du point de vue de notre recherche, les renseignements qu'elles portent ne présentant qu'un intérêt fiscal, n'ajoutant ni ne retranchant rien aux biens déclarés par ailleurs (pour faciliter le contrôle, des fiches nulles correspondent aux déclarations nulles, ce qui permet un numérotage ininterrompu des fiches identique au numérotage ininterrompu des déclarations). Les fiches complémentaires et celles des « soumissions » portent l'indication de l'ancien montant et celle du complément qu'il convient d'y ajouter; sur ces fiches il n'a pas toujours été possible d'inscrire au complet les renseignements relatifs au défunt. Les fiches nulles ne portent que leur numéro.

***

Après vérification du nombre de fiches, les complémentaires (« soumissions » comprises) sont séparées des principales; les nulles sont mises de côté.

Un premier dépouillement suivant la date du décès permet alors de se rendre compte exactement de l'époque à laquelle se rapportent les principales d'une part, les complémentaires d'autre part. Les déclarations doivent en principe être faites dans les six mois du décès, mais une proportion notable d'entre elles sont souscrites avec retard.

Les fiches sont ensuite classées suivant le domicile et le lieu du décès. Les déclarations réunies dans un même bureau d'Enregistrement sont relatives en effet, statistiquement parlant, à une population très hétérogène; elle comprend : 1° les personnes domiciliées dans le territoire dépendant du bureau et décédées dans ce territoire; 2° les personnes domiciliées dans ce territoire, mais décédées ailleurs; 3° les personnes domiciliées hors de France mais décédées sur le territoire dépendant du bureau. Ces catégories de personnes doivent être soigneusement distinguées, puisque le nombre des successions déclarées devra être comparé au nombre total des décès (la différence des deux fournit le nombre

des décès sans succession déclarée) et au nombre des habitants, et que, dans les statistiques démographiques qu'il y aura à utiliser, les décès sont classés suivant les lieux où ils se produisent et les habitants suivant leur résidence. En particulier, doivent être classées à part les personnes domiciliées hors de France et dont la succession a été déclarée dans un certain bureau uniquement parce qu'elles sont décédées sur son territoire : elles ne font pas partie de la population française (résidant en France) et encore moins de celle ressortissant du bureau en question; de plus, leurs déclarations sont soumises à un statut spécial et la majeure partie de leur patrimoine, située à l'étranger, n'a pas à être déclarée.

Les renseignements de lieu et de date ne sont pris en considération que pour permettre de « situer » exactement les autres : il reste à faire le dépouillement de ces derniers. Il ne peut être question de les grouper de toutes les façons possibles, 2 à 2, 3 à 3, etc..., il faut donc faire un choix. Dans ce choix, il faut tenir compte de la présence de « montants » souvent élevés : dans les statistiques démographiques, il n'y a généralement à grouper et à additionner que des *unités* (les célibataires — du sexe masculin — âgés de 50 à 54 ans — exerçant telle profession, etc....), le groupement de *nombres élevés* comporte un travail beaucoup plus considérable.

Prenant pour base les données relatives au SEXE, à l'AGE et à l'IMPORTANCE de l'excédent d'actif ou de passif, nous avons adopté la marche suivante :

1° Classement suivant ces données (groupes d'âge quinquennaux aux âges importants; puissances de 10, leurs doubles et leurs moitiés pris comme coupures entre les montants) (1);

2° Calcul du NOMBRE des successions et des MONTANTS (montant des biens, passif, excédent d'actif ou de passif) dans chacune des catégories ainsi formées;

3° Dans chaque catégorie, comptage du NOMBRE des personnes suivant les autres renseignements (nationalité, état civil, profession, nombre d'enfants).

Les montants correspondant à ces nombres pourront toujours être établis par la suite, si besoin en est, au moyen des résultats du dépouillement effectué : connaissant dans chaque catégorie de sexe, d'âge et de fortune, d'une part la fortune moyenne de la catégorie, d'autre part, le nombre des célibataires ou des personnes ayant deux enfants, par exemple, il est facile d'évaluer la fortune desdits célibataires ou personnes ayant deux enfants.

Le classement fondamental suivant le sexe et l'âge n'a pas besoin d'être justifié : il est la raison d'être du travail statistique entrepris. Le classement suivant l'importance s'impose également et pour plusieurs raisons. Nous venons de voir qu'il permet de n'avoir à calculer directement les montants que pour les deux renseignements fondamentaux, le sexe et l'âge : à partir des montants suivant le sexe, l'âge et l'importance, peuvent être calculés tous les montants suivant l'état civil, la profession, etc... Nous avons vu que la mortalité variant avec la fortune, il y a lieu de prévoir après l'usage de coefficients « partiels » suivant le *sexe* et l'*âge*, l'usage plus précis de coefficients « simples », suivant

(1) Coupures moins nombreuses pour les successions négatives. — Par exception, pour permettre la comparaison avec les statistiques de l'Enregistrement, la coupure à 200.000 francs, est remplacée par une coupure à 250.000 francs.

le *sexe*, l'*âge* et la *fortune* : ces coefficients ne pourront être utilisés que si le dépouillement suivant l'importance est déjà effectué. Nous verrons qu'il y a lieu de considérer à part les grosses fortunes, étant donnée leur influence prépondérante dans le calcul des totaux et des moyennes : il faut donc bien qu'elles soient distinguées des autres. Enfin, évidemment, le classement suivant l'importance est indispensable pour l'étude particulière de la répartition, suivant leur importance, des patrimoines.

Les fiches complémentaires sont dépouillées suivant les mêmes principes, mais sur des tableaux spéciaux, et de telle manière que la réunion de ces tableaux avec ceux où sont dépouillées les fiches principales fournisse la répartition des montants rectifiés. Cette rectification ne peut d'ailleurs pas être parfaite dans tous ses détails; les déclarations de la période étudiée comprennent en effet des compléments relatifs à des déclarations principales antérieures à cette période, mais elles ne comprennent pas, par ailleurs, parmi les compléments qui s'ajoutent aux principales de la période étudiée, ceux qui sont déclarés ultérieurement. Étant donné que les compléments sont en général relativement très petits (1), on peut admettre qu'il s'établit pratiquement une compensation entre les compléments relevés indûment et les compléments manquants car inconnus.

Signalons enfin que l'utilisation des statistiques successorales présente une difficulté particulière qu'il convient de prévoir dès le début des travaux matériels de relevé et de dépouillement. Dans l'établissement des totaux et des moyennes, un très petit nombre de grosses successions joue le même rôle que la multitude des autres, et nuit à l'action régularisatrice de la loi des grands nombres. Pour y remédier, il faut s'efforcer de grouper un nombre plus considérable de ces successions perturbatrices. Ainsi, par exemple, on peut relever les grosses successions déclarées au cours de périodes voisines de la période étudiée, les ajouter à celles de cette période et retenir comme résultat à analyser la moyenne de l'ensemble. Inversement, lorsqu'on répartit les successions entre des catégories nombreuses, il peut être nécessaire de laisser les grosses successions plus groupées. Les plus grandes précautions doivent évidemment être prises dans l'usage de semblables procédés de calcul.

(1) Ils ajoutent 3 à 4 % environ, en moyenne, aux montants relevés sur les fiches principales.

DEUXIÈME PARTIE

LES FORTUNES PRIVÉES A PARIS ET DANS LA MANCHE : FORTUNE MOYENNE SUIVANT L'AGE — COEFFICIENT — FORTUNE TOTALE

§ VI — Limitation de lieu, de temps et d'objet

En l'absence de données déjà élaborées sur la répartition des successions suivant le sexe et l'âge des défunts, le seul moyen de poursuivre l'étude de la fortune privée d'après les déclarations de succession, c'est d'aller à la source elle-même. Là se pose le problème de ce qu'un chercheur isolé peut entreprendre dans un domaine aussi vaste. Il doit évidemment renoncer à toute enquête portant sur un territoire étendu ou sur une longue période et se contenter d'un sondage dans un cadre limité.

Dans le cas particulier de cette étude, l'application de la méthode qui vient d'être décrite ne peut porter que sur les successions déclarées à Paris et dans le département de la Manche en 1931. Ce territoire et cette période, malgré leur peu d'étendue, présentent certains avantages.

L'annuité successorale de la population parisienne est égale au quart environ de l'annuité successorale de toute la population française : l'étude de la fortune parisienne peut donc tout au moins être considérée comme un bon commencement de l'étude de la fortune française. Elle risque cependant d'être très insuffisante par suite du caractère particulier de la population parisienne, très commerçante et industrielle, nullement agricole, et exclusivement urbaine.

Les renseignements fournis par Paris peuvent heureusement être complétés par ceux que donne la Manche : la population de ce département paraît en effet aussi différente que possible de la population parisienne, elle est surtout agricole et presque exclusivement rurale : les plus grandes villes de la Manche, Cherbourg, Saint-Lô et Granville ne comptent respectivement que 38.000, 11.000 et 10.000 habitants. Comme le coefficient dépend des coutumes économiques, ces deux populations, si différentes, paraissent être un terrain favorable pour l'étude de ses variations.

L'année 1931 présente des avantages multiples :

1° C'est une année récente. Les résultats obtenus ont ainsi de ce fait un certain intérêt d'actualité. Mais surtout, le relevé des renseignements sur les registres en est rendu plus facile et plus sûr : il est possible d'obtenir des préposés eux-mêmes tous les renseignements désirables sur la façon dont ces registres sont tenus et sur la signification exacte des indications qu'ils portent.

2° Elle est suffisamment éloignée de la Guerre pour que l'influence perturbatrice des déclarations de successions de militaires tués à la Guerre soit négligeable.

3° C'est une année de recensement : quand le recensement de 1931 sera dépouillé, il sera possible d'assurer au mieux les calculs où le nombre des vivants est rapporté au nombre des décédés.

4° Enfin et surtout cette année est située à la fin d'une grande période économique et au début d'une autre (1). En ce qui concerne l'annuité successorale, l'année 1931 marque même avec précision un tournant. Au cours de ces dernières années, l'annuité successorale (pour la France entière) a pris, en effet, les valeurs suivantes (2) :

1928 . . .	13.382	millions de fr.	
1929 . . .	15.838	—	
1930 . . .	15.928	—	
1931 . . .	16.005	—	(y compris une évaluation relative au 1er trimestre pour lequel il n'a pas été établi de statistiques).
1932 . . .	15.119	—	
1933 . . .	14.380	—	(chiffres provisoires).

Les résultats obtenus pour 1931 sont donc susceptibles de servir de base, par la suite, à d'utiles comparaisons.

En ce qui concerne plus particulièrement le présent mémoire, nous sommes également obligés de limiter, à l'intérieur même de ce cadre, l'objet étudié. Dans notre premier sondage, nous établierons pour chaque catégorie de sexe, d'âge et d'importance, le montant total des successions, leur nombre et leur moyenne (3).

Cette donnée nous permettra une première évaluation de la fortune parisienne et de la fortune de la Manche. Elle nous servira surtout à analyser, d'une part la variation de la fortune suivant le sexe et l'âge, d'autre part les valeurs prises par le coefficient et leurs différences.

§ VII — Préparation des tableaux : difficultés rencontrées, leur solution

Le relevé des fiches (4), leur classement, leur dépouillement, l'évaluation de la fortune des vivants ont été effectués suivant la méthode générale déterminée dans la première partie du mémoire. Il nous reste encore à indiquer comment ont été pratiquement résolus quelques problèmes ou difficultés particulières rencontrés au cours de notre recherche et relatifs notamment :

— au nombre de décès sans succession déclarée,
— à l'évaluation des successions « négligeables »,
— aux perturbations dues aux grosses successions,
— aux données sans indication d'âge,
— à la population en 1931.

En accord avec le plan de travail adopté, les successions des personnes domiciliées hors de France et décédées sur le territoire étudié, à Paris ou dans la Manche, ont été laissées de côté. Toutes les successions retenues se rapportent donc à des personnes domiciliées sur ce territoire, qu'elles soient décédées sur ce territoire ou ailleurs. Pour chaque sexe, et pour chaque groupe d'âge, il faut comparer le nombre de ces successions avec le nombre total des décédés domiciliés de leur vivant sur le territoire étudié pour déterminer le nombre des décès

---

(1) Cf. F. Simiand, *Les fluctuations économiques à longue période et la crise mondiale*, Paris, 1932.

(2) Montants après déduction des successions négatives. — D'après les statistiques, en partie inédites, de l'Administration de l'Enregistrement.

(3) Des données plus nombreuses ont pu être établies ultérieurement dans l'*Étude spéciale* du *Bulletin de la Statistique générale de la France*, n° d'octobre-décembre 1934.

(4) Nombre total des fiches relevées : 33.634; soit 27.100 pour Paris et 6.534 pour la Manche.

sans déclaration de succession. Malheureusement aucune statistique ne fournit ce renseignement : seul est connu le nombre des personnes décédées à Paris et le nombre de celles qui sont décédées dans la Manche quel qu'ait été leur domicile. Pour utiliser ces nombres, il faudrait que le nombre des Parisiens décédés hors Paris soit égal au nombre des non Parisiens décédés à Paris; et que, *mutatis mutandis*, il en soit de même pour la Manche.

Or, en utilisant les statistiques municipales de la Ville de Paris, on peut évaluer approximativement le nombre de non Parisiens décédés à Paris, à *un peu plus de 20* % de celui des Parisiens décédés à Paris. D'autre part, d'après nos propres statistiques, le nombre de Parisiens décédés (avec succession déclarée) hors Paris *est égal à 20* % environ des Parisiens décédés (avec succession déclarée) à Paris. La différence des deux nombres ne paraît donc pas élevée; cependant, en adoptant le nombre total des *décédés à Paris* au lieu du nombre total inconnu des *Parisiens décédés*, on utilise peut-être un nombre un peu trop grand. Mais il ne paraît pas possible de faire mieux pour le moment.

En ce qui concerne la Manche, la difficulté semble bien moindre : la proportion des habitants de la Manche décédés (avec succession) hors de la Manche est très faible (elle s'élève à 2 % environ) et on peut présumer que la proportion des personnes domiciliées hors de la Manche et décédées dans ce département est petite également : les deux nombres différeraient-ils que l'erreur qui en résulterait ne serait pas considérable.

Notons à cette occasion que la cause de la difficulté réside dans le fait que nous opérons sur des populations ouvertes, celle de Paris en particulier est très ouverte. Le seul moyen véritable d'éviter la difficulté serait d'opérer sur un territoire plus grand, sur un territoire dont la population se rapprocherait davantage d'une population fermée. Des calculs établis pour la France entière seraient beaucoup plus rigoureux.

L'usage des statistiques de décès existantes une fois décidé, il reste seulement à déterminer aux décès de quelle année il faut comparer le nombre des successions relevées. A Paris, pour 100 déclarations dépouillées (1), près de 40 concernent des personnes décédées en 1931, la même proportion s'applique à 1930 et les 20 déclarations qui restent concernent des décès plus anciens d'une ou plusieurs années. Dans la Manche les proportions correspondantes sont 48 % (pour 1931), 44 % (pour 1930) et 8 % (pour les autres années). A part une petite minorité de retardataires, les déclarations se rapportent donc sensiblement par moitié aux deux années 1930 et 1931 et il est tout indiqué de les rapprocher de la moyenne des décès de ces deux années.

Connaissant dans chaque groupe de sexe et d'âge, le nombre de décès et le nombre de successions déclarées, nous connaissons de même le nombre de décès sans déclaration. D'autre part, de l'avis des Receveurs de l'Enregistrement, la limite extrême des successions négligeables est 5.000 francs à Paris et 2.000 francs dans la Manche (d'une façon générale, cette limite est plus élevée à Paris qu'en province). Ce n'est là qu'une limite extrême, car de nombreuses successions plus petites sont en fait déclarées. La limite acceptable est d'ailleurs plus basse pour les mutations par décès soumises à un tarif élevé (mutations entre étrangers notamment) que pour celles qui sont soumises à un tarif réduit (successions en ligne directe).

A partir de ces éléments, il est facile d'évaluer le montant des successions négligeables et de joindre celles-ci aux autres successions. En effet, quelle que soit l'évaluation choisie entre 0 et la limite supérieure, 2.000 ou 5.000 francs, le montant total des successions en est très peu affecté. On l'augmente de moins de 1 % en évaluant les successions négligeables au mieux, d'après les indications recueillies et d'après celles qui sont fournies par un ajustement graphique des courbes de la répartition des fortunes et de la répartition des individus, suivant la fortune — et en résumant ces indications dans des hypothèses très simples : augmentation proportionnelle des successions positives et des négatives qui leur correspondent, doublement des successions dans la catégorie la plus élevée à modifier (celle de 2.000 à 5.000 francs à Paris, celle de 1.000 à 2.000 francs dans la Manche), répartition du surplus des successions négligeables entre 0 et 2.000 francs à Paris, entre 0 et 1.000 francs dans la Manche. On obtient ainsi une répartition complète de tous les patrimoines, des plus petits aux plus grands, d'où ne sont exclus que les biens et valeurs frauduleusement dissimulés, les biens viagers, et une partie des biens non taxables. Il semble donc bien qu'il y ait avantage à ajouter aux patrimoines déclarés, les patrimoines négligeables et non déclarés.

Pour remédier à l'influence perturbatrice des grosses fortunes, des procédés différents ont dû être appliqués à Paris et dans la Manche. A Paris, il a été possible de relever les plus grosses successions des quatre années voisines de 1931 (1929, 1930, 1932, 1933) (2) et de les ajouter à celles de 1931. Les chiffres correspondant à l'année 1931, seule, ont pu ainsi être remplacés par des moyennes portant sur trois ou cinq années.

Ce procédé a paru efficace à partir de 50 ans; mais entre 0 et 50 ans, les grosses successions

---

(1) Il ne s'agit là que des déclarations principales, mais nous avons déjà vu que les déclarations complémentaires n'ont qu'une très petite importance.

(2) Successions de plus de 5 millions déclarées en 1930 et 1932, plus successions de plus de 50 millions déclarées en 1929 et 1933.

considérées sont exceptionnelles et pour neutraliser l'influence perturbatrice de celles qui sont relativement élevées à ces âges, nous avons fait une application particulière du procédé des moyennes mobiles : chaque groupe d'âge a échangé un quart de ses plus grosses successions avec le groupe d'âge immédiatement inférieur et un autre quart de ces successions avec le groupe d'âge immédiatement supérieur : une trentaine de successions ont été ainsi « étalées » sur des âges voisins des âges déclarés.

Il n'a pas été possible de relever dans la Manche d'autres successions que celles de 1931. Pour obtenir des résultats utilisables (et en même temps pour ne pas risquer de révéler indirectement l'identité de certaines grosses successions), il a été nécessaire : 1° de constituer des groupes d'âge plus grands (avec coupure tous les 10 ans et non plus tous les 5 ans); 2° de supprimer complètement la répartition suivant l'âge des successions de plus d'un million (au nombre de 8). Pour l'évaluation de la fortune des vivants, le montant de ces successions a été réparti proportionnellement au montant des autres successions (dans cette répartition proportionnelle, les plus grosses successions déjà réparties suivant l'âge ont donc eu, ce qui était désirable, une influence prépondérante).

Il convient de signaler encore que, dans l'établissement des tableaux, une répartition proportionnelle des habitants, des décédés et des successions sans âge déclaré a été effectuée.

Enfin, les résultats du recensement de 1931 n'étant pas encore publiés, nous avons dû calculer la répartition suivant l'âge, au 1er janvier 1931, de la population, en utilisant les méthodes habituelles : comme base des calculs, nous avons pris pour Paris, les résultats de la statistique municipale (population par année de naissance au 8 mars 1931) et pour la Manche, les résultats du recensement de 1926 et le mouvement de la population de 1926 à 1931 (1).

§ VIII — Résultats : Successions suivant le sexe, l'âge, l'importance; fortunes des vivants

Les résultats du travail préparatoire sont tous concentrés dans des tableaux de chiffres (2) qui indiquent (pour Paris d'une part, pour la Manche d'autre part) :

— dans chaque catégorie, *de sexe, d'âge et d'importance*,

— le *montant total* des successions, leur *nombre*, leur *montant moyen;* ces mêmes indications se trouvent résumées, par *catégorie d'âge*, en marge, et par *catégorie d'importance*, au bas des colonnes.

Ces tableaux portent la date 1930-1931. Rappelons, d'une façon plus précise, que les déclarations dépouillées ont été souscrites en 1931 (3), — qu'elles concernent des personnes décédées pour la plupart (et en proportions égales) en 1930 et en 1931, — que le nombre des décès indiqué à chaque groupe de sexe et d'âge est égal à la moyenne des décès correspondants constatés en 1930 et en 1931, — enfin, que les « nombres des vivants » utilisés se rapportent à la population résidente calculée au 1er janvier 1931.

Ces tableaux fournissent la base des calculs présentés dans le tableau ci-après. Celui-ci donne les deux évaluations prévues de la fortune des vivants suivant leur sexe et leur âge, à partir de la fortune des décédés. Par application

(1) Cf. pour la méthode suivie dans les calculs, l'étude de M. Huber sur les *Tables de nuptialité et de fécondité pour la France*, *Bulletin de la Statistique générale de la France*, janvier-mars 1933, pages 262 et suivantes.

(2) Ces tableaux ont été présentés devant l'*Institut de Statistique* en annexe au *Mémoire*. Comme ils sont reproduits avec d'autres données de fait, plus détaillées, dans le *Bulletin de la S. G. F.* (*Bulletin* d'oct.-déc. 1934, Annexe à l'Étude, tableau 4), il n'a pas paru indispensable de les publier ici.

(3) Y ont été jointes, comme nous avons vu au paragraphe précédent, les plus grosses déclarations des années voisines.

ÉVALUATION DE LA FORTUNE DES VIVANTS EN 1930-1931

ANNÉES d'âge	FORTUNE totale des décédés	NOMBRE des décès	FORTUNE moyenne	PREMIÈRE ÉVALUATION (1)			DEUXIÈME ÉVALUATION (2)		
				NOMBRE des vivants	FORTUNE totale des vivants	INVERSE de la mortalité	NOMBRE des vivants	FORTUNE totale des vivants	INVERSE de la mortalité
	milliers de francs		francs		millions de francs			millions de francs	
				I. — PARIS					
				Sexe masculin.					
0-14	4.815	3.868	1.245	206.400	257	53,4	197.300	246	51,0
15-24	5.334	1.110	4.806	224.750	1.080	202,5	204.600	983	184,3
25-29	8.728	1.013	8.616	156.550	1.349	154,5	154.800	1.334	152,8
30-34	12.058	1.206	9.998	146.240	1.462	121,3	149.600	1.496	124,0
35-39	15.401	1.207	12.760	115.080	1.468	95,3	120.100	1.532	99,5
40-44	30.864	1.455	21.212	110.170	2.337	75,7	111.700	2.369	76,8
45-49	90.091	1.762	51.130	97.700	4.995	55,4	100.300	5.128	56,9
50-54	116.905	2.096	55.775	85.460	4.767	40,8	88.000	4.908	42,0
55-59	151.082	2.229	67.780	67.560	4.579	30,3	71.900	4.873	32,2
60-64	260.279	2.128	122.310	46.920	5.739	22,0	50.200	6.140	23,6
65-69	382.495	1.988	192.400	31.830	6.124	16,01	35.100	6.753	17,66
70-79	779.426	2.850	273.480	28.460	7.783	9,99	31.900	8.724	11,19
80 et plus	423.674	960	441.330	5.180	2.286	5,40	6.800	3.001	7,08
TOTAUX ou moyennes	2.281.152	23.872	33.446 (3)	1.322.300	44.226	55,4 (4)	1.322.300	47.487	55,4 (4)
				Sexe féminin.					
0-14	5.667	3.320	1.707	206.000	352	62,0	196.500	335	59,2
15-24	7.530	1.222	6.162	251.450	1.549	205,8	228.600	1.409	187,1
25-29	6.288	947	6.640	164.420	1.092	173,7	163.700	1.087	172,9
30-34	17.010	934	18.212	160.880	2.930	172,3	162.500	2.959	174,0
35-39	30.477	969	31.452	150.070	4.720	154,9	152.100	4.784	157,0
40-44	38.344	1.127	34.023	140.260	4.772	124,5	142.800	4.858	126,7
45-49	62.880	1.302	48.295	122.960	5.938	94,4	126.900	6.129	97,4
50-54	101.933	1.358	75.061	103.690	7.783	76,4	107.600	8.079	79,2
55-59	121.231	1.553	78.063	82.940	6.475	53,4	87.000	6.791	56,0
60-64	142.798	1.597	89.416	65.380	5.846	40,9	68.500	6.125	42,9
65-69	206.818	1.891	109.370	50.330	5.505	26,6	53.500	5.851	28,3
70-79	465.803	3.952	117.870	55.930	6.592	14,15	61.300	7.225	15,51
80 et plus	436.496	2.567	170.040	14.390	2.447	5,61	17.700	3.010	6,89
TOTAUX ou moyennes	1.643.275	22.739	35.699 (3)	1.568.700	56.001	69,0 (4)	1.568.700	58.642	69,0 (4)
				Les deux sexes.					
TOTAUX ou moyennes	3.924.427	46 611	34.669 (3)	2.891.000	100.227	62,0 (4)	2.891.000	106.129	62,0 (4)
				II. — MANCHE					
				Sexe masculin.					
0-14	479	617	777	58.390	45	94,6	56.420	44	91,4
15-24	739	155	4.770	37.550	179	242,3	35.690	170	230,0
25-29	1.628	123	13.230	17.620	233	143,2	18.010	238	146,4
30-39	7.150	241	29.680	26.560	788	110,2	27.790	824	115,3
40-49	12.117	354	34.220	22.120	757	62,5	22.160	758	62,6
50-59	21.662	571	37.930	20.280	769	35,5	22.450	851	39,3
60-69	28.884	772	37.420	13.620	510	17,64	13.620	510	17,64
70-79	28.628	796	35.980	5.290	190	6,65	5.290	190	6,65
80 et plus	7.158	266	26.920	1.070	29	4,02	1.070	29	4,02
TOTAUX ou moyennes	108.445	3.895	17.290 (3)	202.500	3.500	52,0 (4)	202.500	3.614	52,0 (4)
				Sexe féminin.					
0-14	493	505	977	58.370	57	115,6	56.360	55	111,6
15-24	947	152	6.230	36.780	229	242,0	35.190	219	231,4
25-29	1.423	82	17.350	17.330	301	211,3	17.560	305	214,2
30-39	5.458	182	29.990	30.530	916	167,7	31.030	930	170,4
40-49	7.736	256	30.220	28.050	848	109,6	28.190	852	110,1
50-59	12.611	360	35.040	25.480	893	70,8	28.210	988	78,4
60-69	17.653	633	27.900	19.520	544	30,8	19.520	544	30,8
70-79	21.079	899	23.450	12.110	284	13,47	12.110	284	13,47
80 et plus	16.504	704	23.440	2.330	55	3,31	2.330	55	3,31
TOTAUX ou moyennes	83.904	3.773	17.900 (3)	230.500	4.127	61,1 (4)	230.500	4.232	61,1 (4)
				Les deux sexes.					
TOTAUX ou moyennes	192.349	7.668	17.614 (3)	433.000	7.627	56,5 (4)	433.000	7.846	56,5 (4)

Voir notes page suivante.

de la méthode adoptée pour la deuxiéme évaluation de la fortune, tous les groupes d'âge des vivants sont décalés d'une année à Paris, dans la Manche au contraire, ne sont ainsi décalés que ceux qui précèdent l'âge auquel correspond la fortune moyenne la plus élevée : la fortune moyenne croît en effet constamment avec l'âge à Paris, alors que dans la Manche elle présente un maximum.

Pratiquement, dans chaque catégorie de sexe et d'âge, pour passer de la fortune des décédés à celle des vivants, on peut diviser le montant total des successions par leur nombre afin d'avoir la fortune moyenne, puis multiplier cette fortune moyenne par le nombre des vivants pour obtenir la fortune totale des vivants. On peut encore multiplier directement le montant total des successions par l'inverse de la mortalité (le coefficient partiel) préalablement déterminé. L'emploi des deux méthodes permet de vérifier l'exactitude des calculs. Fortunes moyennes et coefficients partiels figurent dans le tableau ci-dessus à titre d'éléments de calcul, mais aussi et surtout pour leur intérêt propre. L'indication du coefficient partiel permet de comparer les dimensions de la « population échantillon », les décédés, avec celles de la population — vivante — dont il s'agit de connaître la fortune. L'étude de la variation de la fortune moyenne constitue, elle, l'objet principal du paragraphe suivant.

§ IX — Analyse des résultats : Corrélation de l'âge et de l'importance — variation suivant le sexe et l'âge — coefficient — fortune totale

Les grands tableaux donnés en annexe (Voir § VIII, note 2) sont de classiques tableaux de corrélation : ils indiquent comment varient le montant et le nombre des successions, suivant le sexe et l'âge des décédés d'une part, suivant les catégories d'importance d'autre part. Ils semblent devoir se prêter parfaitement aux méthodes générales d'analyse des tableaux de corrélation. — Ce travail d'analyse reste encore à faire.

Sur ces tableaux, la répartition marginale suivant l'importance se montre caractérisée par la longueur de l'échelle sur laquelle elle s'étend et par l'importance de gros montants peu nombreux — mais cette répartition a déjà fait l'objet de nombreuses études et ses caractéristiques sont bien connues.

Suivant notre programme, attachons-nous plus particulièrement à la répartition marginale suivant le sexe et l'âge : les graphiques ci-dessous nous permettent de l'étudier facilement. (Le graphique relatif à la Manche a été établi par groupes d'âge décennaux comme le tableau « d'évaluation de la fortune des vivants » relativement à ce département, et pour la même raison.)

Notes du tableau de la page précédente.

(1) En faisant correspondre aux décès de chaque catégorie d'âge les vivants de la même catégorie d'âge.

(2) Paris : en faisant correspondre aux décès, les vivants d'une année plus jeunes (par exemple, en faisant correspondre aux décès de 40 à 44 ans, les vivants de 39 à 43 ans).

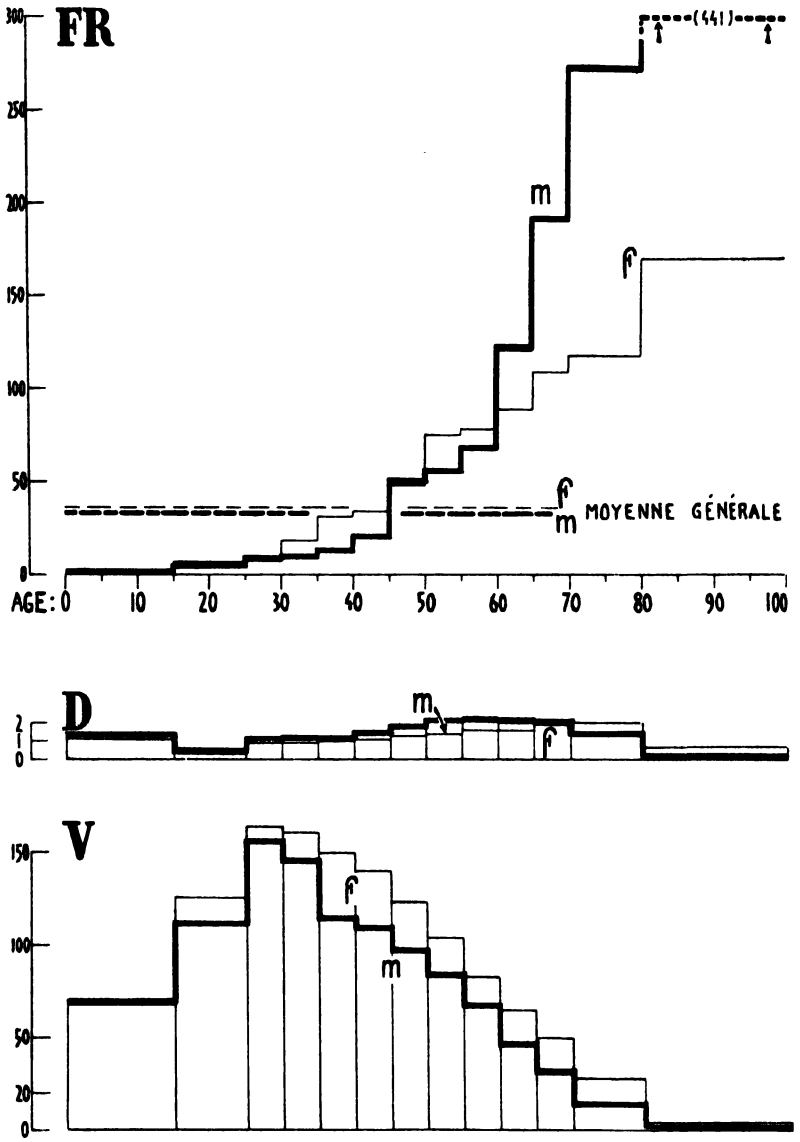
Manche : même méthode jusqu'à 59 ans (en faisant correspondre aux décès de 50 à 59 ans, les vivants de 49 à 59 ans); à partir de 60 ans : comme pour la première évaluation.

(3) Fortune moyenne des vivants, d'après la première évaluation de la fortune totale.

(4) Comparer ce nombre, l'inverse de la mortalité générale (moyenne des inverses par âge) avec le coefficient (calculé au paragraphe IX), moyenne des inverses par âge pondérés par la fortune (suivant la formule du paragraphe III).

FORTUNE MOYENNE EN MILLIERS DE FRANCS (**FR**), MILLIERS DE DÉCÈS (**D**) ET D'HABITANTS (**V**), A CHAQUE AGE :
SEXE MASCULIN (**m**) ET SEXE FÉMININ (**f**). — 1930-1931

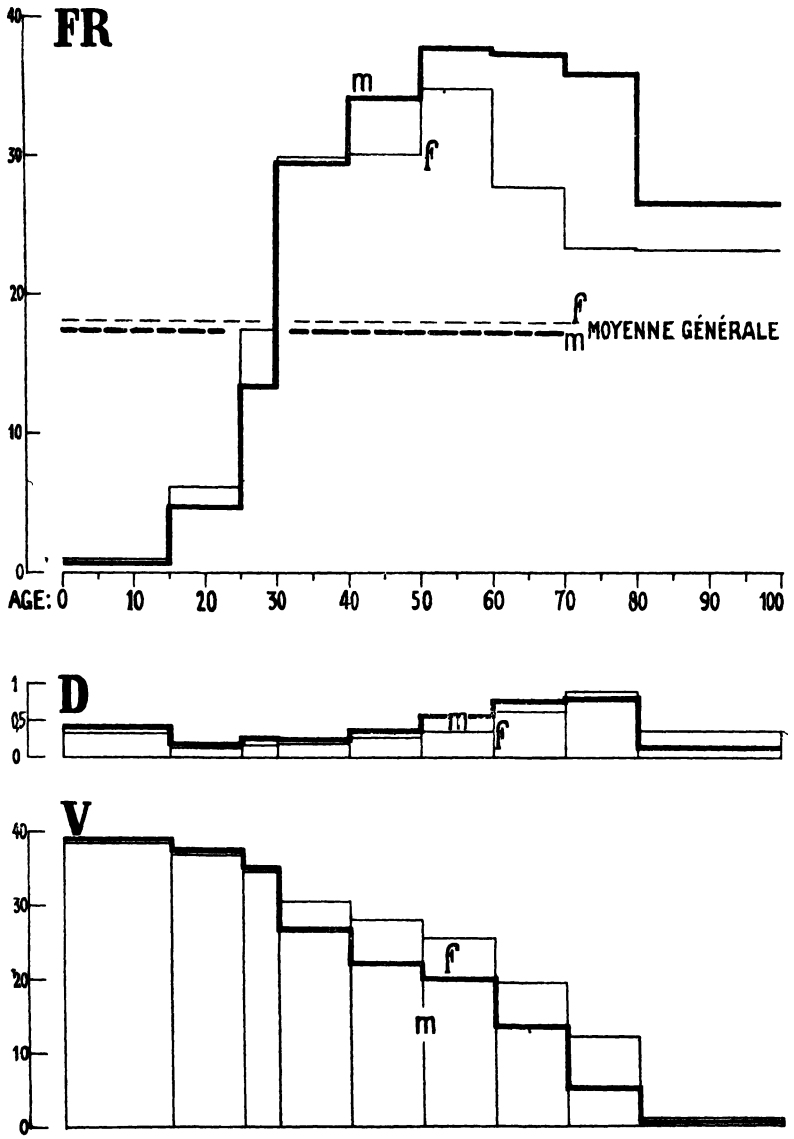
PARIS



NOTA. — Les échelles D et V se rapportent aux surfaces correspondant à 5 années d'âge. L'échelle des D est 10 fois plus grande, à nombre égal, que celle des V.

FORTUNE MOYENNE EN MILLIERS DE FRANCS (**FR**), MILLIERS DE DÉCÈS (**D**) ET D'HABITANTS (**V**), A CHAQUE AGE :
SEXE MASCULIN (**m**) ET SEXE FÉMININ (**f**). — 1930-1931

MANCHE



NOTA. — Les échelles D et V se rapportent aux surfaces correspondant à 10 années d'âge. L'échelle des D est 10 fois plus grande, à nombre égal, que celle des V.

Ces graphiques indiquent le niveau moyen de la fortune à chaque âge pour chaque sexe; ils représentent en somme l'évolution de la fortune d'une personne qui, à chaque âge, aurait pour fortune, la fortune moyenne des personnes du même sexe et du même âge.

Quelque réserve qu'il y ait à faire à cause des procédés employés pour atténuer les perturbations causées par les grosses successions, il convient de remarquer tout d'abord la régularité de ces graphiques : elle induit à penser qu'ils représentent bien une réalité et non le résultat d'un groupement de nombres dû au hasard.

A Paris la fortune, tant des hommes que des femmes, croît avec accélération suivant l'âge, cette accélération étant surtout sensible chez les hommes. Jusqu'à 60 ans, les femmes possèdent presque constamment plus que les hommes; après 60 ans, les hommes sont nettement plus riches que les femmes. La fortune moyenne des femmes est plus élevée que celle des hommes, ce qui se comprend, les adultes étant plus nombreux que les vieillards.

Dans la Manche, la fortune croît rapidement jusqu'aux environs de 30 ans, puis lentement jusque vers 60 ans, elle décroît ensuite, brusquement chez les femmes, plus graduellement chez les hommes. A regarder le graphique, on croirait voir l'image de la vie économique d'un ménage paysan : sans grands biens avant son établissement par le mariage, doté à l'occasion du mariage (les femmes se mariant plus jeunes leur fortune moyenne croît plus tôt), accroissant son patrimoine jusqu'à 60 ans, puis le distribuant aux enfants, les hommes continuant cependant à disposer de leurs biens plus longtemps que les femmes. Dans la Manche, comme à Paris, les femmes sont en moyenne plus riches que les hommes.

Sur les mêmes graphiques, la population « échantillon », celle des décédés, est représentée en regard de la population à étudier, celle des vivants (1). On voit combien diffèrent leurs répartitions suivant l'âge. On voit également combien chacune de ces répartitions diffère d'un sexe à l'autre et suivant qu'elle se rapporte à Paris ou à la Manche. Il convient de signaler en particulier le « trou de la Guerre » et ses conséquences : par suite de la Guerre, les hommes adultes sont moins nombreux que les femmes adultes; les femmes étant ainsi plus nombreuses à un âge où l'on possède, leur fortune moyenne peut être plus élevée que celle des hommes même si le graphique de la fortune suivant l'âge ne le laisse pas prévoir (2).

***

A l'aide du tableau ci-dessus (§ VIII), fournissant la fortune des vivants et celle des décédés, il est facile de faire le calcul du coefficient. Voyons d'abord les valeurs qu'il prend pour chaque sexe à Paris et dans la Manche : comme

(1) Sur ces graphiques, alors que le niveau de fortune est indiqué par une ligne, le nombre des décédés et celui des vivants sont représentés par des surfaces. — Les groupes d'âges des vivants ne sont pas décalés (les graphiques correspondant à la 1re et non à la 2e évaluation du tableau du § VIII).

(2) C'est le cas de la Manche, où les femmes adultes sont moins riches, en moyenne, que les hommes adultes et où pourtant les femmes, dans leur ensemble, sont plus riches en moyenne que les hommes, dans leur ensemble.

il est lié aux diverses répartitions dont nous venons de voir la variété, il est à prévoir qu'il prend des valeurs sensiblement différentes dans les différents cas. Ces valeurs sont en effet les suivantes :

	A PARIS		DANS LA MANCHE	
	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin
D'après la première évaluation . . .	19,4	34,1	32,3	49,2
D'après la deuxième évaluation . . .	20,8	35,7	33,3	50,4
Nombre moyen à retenir	20	35	33	50

Constatons d'abord qu'il n'y a pas UN coefficient, mais DES coefficients très divers.

Pour rechercher à quoi sont dues ces différences, on peut comparer la variation, dans ces divers cas, des deux facteurs dont le coefficient est le produit : l'inverse de la mortalité (donné par le tableau du § VIII) et le facteur d'association de la mortalité et de la fortune (Voir § III). Soit C le coefficient, M l'inverse de la mortalité et A le facteur d'association. Sur les exemples du sexe masculin et du sexe féminin à Paris, on constate que quand C s'élève de 1 à 1,75,

M s'élève de 1 à 1,24 et A de 1 à 1,41 :

$$\frac{35}{20} = 1{,}75 = 1{,}24 \times 1{,}41$$

Sur l'exemple des deux sexes, dans la Manche on voit de même que quand C s'élève de 1 à 1,51,

M s'élève de 1 à 1,17 et A de 1 à 1,29 :

$$\frac{50}{33} = 1{,}51 = 1{,}17 \times 1{,}29$$

En comparant pareillement, pour le même sexe, les résultats obtenus à Paris et dans la Manche, on trouve, pour le sexe masculin, que, quand C s'élève de 1 à 1,65,

M *s'abaisse* de 1 à 0,94 et A s'élève de 1 à 1,77 :

$$\frac{33}{20} = 1{,}65 = 0{,}94 \times 1{,}77;$$

et pour le sexe féminin que, quand C s'élève de 1 à 1,43,

M *s'abaisse* de 1 à 0,89 et A s'élève de 1 à 1,61 :

$$\frac{50}{35} = 1{,}43 = 0{,}89 \times 1{,}61$$

Dans deux cas C croît malgré une diminution de M, dans les deux autres l'accroissement de C est dû surtout à l'accroissement de A et seulement en second lieu à l'accroissement de M.

Il apparaît clairement ainsi qu'il est aléatoire de chercher à se faire une idée

des variations du coefficient uniquement d'après les variations de la mortalité. Le coefficient est une variable particulièrement sensible aux faits démographiques et économiques dont dépend le facteur d'association de la mortalité et de la fortune. Ainsi le fait que les vieillards sont moins riches que les adultes dans la Manche et qu'ils sont au contraire, et de beaucoup, les plus riches à Paris est la raison du fait que les coefficients sont si sensiblement plus petits à Paris que dans la Manche.

En réunissant les données relatives aux deux sexes et en prenant la moyenne des deux évaluations, on trouve que le coefficient est voisin de 26 à Paris et de 40 dans la Manche. Rappelons qu'il ne se rapporte qu'à la fortune fiscale (très légèrement rectifiée par l'estimation des successions « négligeables ») et ne tient pas compte des variations probables de la mortalité suivant la fortune. Remarquons par contre que la correction introduite par la deuxième évaluation est relativement peu importante. Pour Paris, les nombres (fortune totale et coefficient) résultant de cette deuxième évaluation sont supérieurs de 5,9 % aux nombres résultant de la première. Dans la Manche, la différence correspondante n'atteint pas 3 %. Pour Paris, d'ailleurs, la différence constatée est due surtout aux effets du décalage effectué dans les groupes d'âges les plus élevés, plus particulièrement ceux du sexe masculin (c'est dans ces groupes d'âges en effet, que la fortune moyenne est la plus grande : toute modification dans l'étendue de ces groupes a des répercussions très importantes), et on peut se demander s'il n'est pas excessif de faire correspondre aux décédés de plus de 80 ans, par exemple, les vivants de plus de 79 ans, le nombre des vivants décroissant rapidement à ces âges. En renonçant à décaler les groupes des vivants à ces âges, on réduirait sensiblement la différence des deux évaluations.

***

Le tableau du paragraphe VIII fournit, sous toutes les réserves que nous avons développées, des évaluations de la fortune privée à Paris et dans la Manche. Comme ces évaluations sont sujettes à des rectifications importantes, nous ne les donnons qu'à titre indicatif : elles sont certainement et de beaucoup inférieures à la réalité. D'après elles, la fortune des Parisiens s'élèverait à un peu plus de 100 milliards de francs et celle des habitants de la Manche à près de 8 milliards. Les femmes, plus riches en moyenne que les hommes, et plus nombreuses, possèdent 55 % environ de cette fortune, au total.

Le montant correspondant pour la France entière serait de l'ordre de 575 milliards de francs, si l'on suppose le coefficient de Paris applicable à la banlieue parisienne, à Lyon, à Marseille et au département du Nord, et le coefficient de la Manche applicable au reste de la France. A ce montant de 575 milliards correspondrait un coefficient égal à :

$$\frac{575}{16} = 36 \text{ environ.}$$

E. S. Danysz.

ANNEXE

§ X — Théorème utilisé pour l'étude du coefficient C

$$C = \frac{\textit{Fortune des vivants}}{\textit{Annuité successorale}}$$

Soient les deux séries suivantes :

$$x_1, x_2, x_3, \ldots\ldots, x_i, \ldots, x_j, \ldots\ldots, x_n$$
$$y_1, y_2, y_3, \ldots\ldots, y_i, \ldots, y_j, \ldots\ldots y_n$$

Dans chacune d'elles, les termes en i et en j sont deux termes quelconques, chaque terme est un nombre positif ou nul; leur somme est constante :

$$\Sigma\, x_i = X \qquad\qquad \Sigma\, y_i = Y$$

Et soit la quantité :

$$P = x_1y_1 + x_2y_2 + \ldots\ldots + x_iy_i + \ldots\ldots + x_ny_n$$

P *est minimum et égal à* 0 *quand, dans les termes où l'un des deux facteurs est différent de* 0, *l'autre est nul.* P *croît quand on diminue le montant des facteurs associés à des facteurs petits pour accroître le montant des facteurs associés à des facteurs plus grands.* P *est maximum et égal à* XY *quand, dans chaque série, tous les termes sauf un sont nuls et que l'unique terme non nul de la première série est associé à l'unique terme non nul de la deuxième.*

En effet : dans chaque série, toute diminution d'un ou plusieurs termes doit être compensée par un accroissement égal réparti sur un ou plusieurs termes, puisque la somme des termes est constante.

Tout transfert d'une certaine quantité D totale, de certains termes à certains autres termes, peut être décomposée en transferts successifs d'un terme à un autre (Soient m termes à modifier, $z_1, z_2, \ldots\ldots z_m$; il suffit, par exemple, de donner au premier sa valeur définitive z'_1 et de transférer $-(z'_1 - z_1)$ au deuxième terme qui devient $z_2 - (z'_1 - z_1)$, puis de donner de même sa valeur définitive au deuxième terme en opérant un transfert de l'excédent sur le troisième, etc....., la somme des quantités prélevées devant nécessairement être en définitive égale à la somme des quantités ajoutées quelle que soit la méthode employée, le tranfert d'ordre $m - 1$, qui donne sa valeur définitive au terme z_{m-1}, donne également sa valeur définitive au terme z_m).

Considérons donc le transfert de la quantité positive d du terme y_i au terme y_j. (Dans le cas particulier où cette quantité est égale à la différence entre y_i et y_j, cela revient à permuter y_i et y_j.)

La série des y devient :

$$y_1, y_2, \ldots\ldots, y_i - d, \ldots\ldots, y_j + d, \ldots\ldots y_n.$$

Et P devient égal à :

$$x_1y_1 + x_2y_2 + \ldots + x_i(y_i - d) + \ldots + x_j(y_j + d) + \ldots + x_ny_n,$$

au lieu de :

$$x_1y_1 + x_2y_2 + \ldots + x_iy_i + \ldots\ldots + x_jy_j + \ldots\ldots + x_ny_n.$$

P varie donc de la quantité :

$$x\,d - x\,d = d\,(x_j - x).$$

Si x_j est inférieur à x_i, P décroît; si $x_j = x_i$, P reste constant; si x_j est supérieur à x_i, P croît.

Par suite, tout transfert accroissant les y associés à des x élevés aux dépens des y associés à des x moindres, accroît P; tout transfert inverse diminue P. Il est évident que cette proposition reste vraie si, dans le raisonnement, on considère x au lieu de y et y au lieu de x : on peut donc faire varier tour à tour des x (les y restant constants) et des y (les x restant constants); on peut aussi faire varier les x et les y simultanément : P croît quand on accroît les facteurs associés à des facteurs élevés aux dépens des facteurs associés à des facteurs moindres.

A la limite, P est maximum quand tous les y, sauf un, sont réduits à 0, que l'unique y

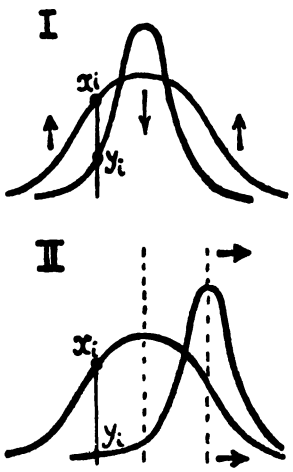
restant, égal à Y, est associé au plus grand x, et que cet x est égalé à X, tous les autres x étant réduits à 0. Dans ce cas, P est bien égal à XY.

Inversement, P devient minimum quand des y, de somme égale à Y, sont associés à des x minima, c'est-à-dire à des x réduits à 0 et que les x non nuls sont par suite associés à des y nuls. Dans ce cas, P = 0.

On peut d'ailleurs voir immédiatement que 0 et XY sont les deux valeurs extrêmes de P. En effet, P étant une somme de termes positifs ou nuls est au minimum égal à 0. D'autre part :

$$P = x_1y_1 + x_2y_2 + \ldots\ldots + x_ny_n \leqslant (x_1 + x_2 + \ldots\ldots + x_n)\ (y_1 + y_2 + \ldots\ldots + y_n) \equiv XY.$$

Application. — Pratiquement, pour reconnaître le sens de la variation de P quand les x, les y ou les x et les y ont varié, il suffit de décomposer cette variation en transferts tous accroissant ou tous diminuant P; si cette opération est impossible ou difficile, on peut soit calculer la valeur originale et la valeur finale de P pour les comparer, soit comparer seulement l'augmentation de P résultant de transferts qui tous le font croître, à sa diminution résultant de transferts qui tous le font décroître.



Supposons, par exemple, que la série des x et celle des y représentent chacune une distribution de fréquence suivant une loi analogue à celle de Gauss. Supposons-les disposées comme sur la figure I, la valeur maximum de la première, associée à la valeur maximum de la deuxième : un accroissement de la dispersion de l'une des deux séries, ou des deux à la fois, fait évidemment décroître P.

Si, du fait des transferts opérés, l'axe de symétrie de l'une s'éloigne de l'axe de symétrie de l'autre (le maximum de chacune devenant associé à une valeur non maximum de l'autre) comme sur la figure II, il est évident également que P décroît.

E. S. D.