BIBLIOTHÈQUE MÉRIDIONALE
PUBLIÉE SOUS LES AUSPICES DE LA FACULTÉ DES LETTRES DE TOULOUSE

2e SÉRIE TOME XLIII

JEAN SENTOU

# FORTUNES ET GROUPES SOCIAUX A TOULOUSE SOUS LA RÉVOLUTION

(1789-1799)

## ESSAI D'HISTOIRE STATISTIQUE



TOULOUSE
ÉDOUARD PRIVAT
14, rue des Arts
1969

# TABLE DES MATIERES

*CHAPITRE II*

# L'APPORT DE LA STATISTIQUE

Nous avons réussi à obtenir le concours de Louis Amiel, administrateur à la direction régionale de Toulouse de l'I.N.S.E.E. et une véritable collaboration s'est établie entre nous. Nous avons tenu de nombreuses réunions de travail. L'historien exposait d'abord les buts qu'il recherchait et le statisticien lui expliquait comment établir un programme valable sur le plan scientifique pour obtenir les résultats désirés. L'historien a donc conservé toute sa liberté, notamment dans la recherche des documents ; mais, dans la mesure où il voulait avant tout présenter une œuvre de statistique historique, il a essayé de suivre les conseils éclairés du statisticien.

Voilà pourquoi nous publions, dans ce chapitre, en guise d'introduction scientifique à notre ouvrage, les problèmes théoriques que ce travail a inspirés à Louis Amiel. Nous dirons ensuite ce que l'historien a pu retirer de ces conclusions mathématiques.

L'étude statistique de l'échantillon proposé ne peut prétendre être exhaustive ; trop coûteux, un travail détaillé et complet risquerait de plus de n'apporter que peu d'éléments vraiment nouveaux et intéressants par rapport aux résultats obtenus grâce aux procédés moins élaborés que l'on s'est contenté d'appliquer. Il a paru intéressant cependant de montrer, sur quelques points, les services que peut rendre la méthode statistique dans le domaine de la recherche historique, lorsque les travaux de base, par leur rigueur et le volume des données recueillies, permettent une utilisation correcte et efficace de ce moyen d'analyse.

## I. — REPRESENTATION DES SERIES.

Il paraît indispensable de pouvoir représenter les séries étudiées de façon simple mais surtout expressive pour tous ; la variable, c'est-à-dire le montant des successions, présente un tel champ de variation qu'on ne peut raisonnablement tracer, pour les distributions de fréquences considérées, des histogrammes classiques en coordonnées arithmétiques. Délaissant l'utilisation du papier semi-logarithmique à laquelle on songe aussitôt mais qui donne aux graphiques une allure peu familière, voire trompeuse pour certains, nous préférons effectuer une transformation préalable sur la variable et ne représenter graphiquement que les séries de fréquences de la variable transformée.

Nous choisissons donc de considérer comme variable non plus le montant des successions mais le logarithme de cette quantité.



Outre qu'il conduit à une représentation simple, ce choix se justifie par la nature des séries étudiées ; un examen sommaire de la distribution des 1 835 successions de montant non nul, classées par ordre décroissant, nous montre en effet qu'on peut espérer ajuster à cette série empirique une loi log-normale ([1]). Par définition une variable statistique suit la loi log-normale si son logarithme suit la loi normale. Comme les divers logarithmes (correspondant à des bases différentes) se déduisent les uns des autres par un changement d'échelle, si le logarithme décimal par exemple suit la loi normale, il en est de même du logarithme népérien. On peut donc retenir l'un ou l'autre.

Le principe de la transformation de la variable étant admis, nous pouvons songer à grouper les observations en classes d'amplitude constante en partant non plus du montant des successions mais de son logarithme décimal. Il faut alors choisir la valeur de cette amplitude des classes, en logarithme ; ce choix est important car il influe sur les représentations graphiques et sur l'analyse. Un trop petit nombre de classes, c'est-à-dire une amplitude trop grande, entraîne une perte d'information, au contraire un découpage qui comporte un nombre élevé de classes fait apparaître des irrégularités accidentelles provenant de faibles nombres d'individus par classe. Suivant la nature de la variable étudiée, un optimum est ainsi à trouver entre une information suffisante et une précision illusoire et coûteuse.

L'optimum est en général obtenu avec une quinzaine de classes.

En admettant 0,4, valeur simple, comme amplitude des classes découpées sur le logarithme du montant des successions, nous obtenons 16 classes, nombre que nous acceptons.

Il convient d'insister immédiatement sur le fait que la distribution étudiée exclut les montants nuls, confondus semble-t-il avec les montants non déclarés et donc inutilisables. Nous aboutissons ainsi au découpage en classes suivant, en acceptant d'arrondir les montants au franc le plus voisin :

| Numéro de la classe ou tranche | Logarithme décimal du du montant des successions | Montant des successions en francs |
|---|---|---|
| 1 | Moins de 0,4 | Moins de 3 |
| 2 | De 0,4 à moins de 0,8 | De 3 à moins de 6 |
| 3 | De 0,8 à moins de 1,2 | De 6 à moins de 16 |
| 4 | De 1,2 à moins de 1,6 | De 16 à moins de 40 |
| 5 | De 1,6 à moins de 2,0 | De 40 à moins de 100 |
| 6 | De 2,0 à moins de 2,4 | De 100 à moins de 251 |
| 7 | De 2,4 à moins de 2,8 | De 251 à moins de 631 |
| 8 | De 2,8 à moins de 3,2 | De 631 à moins de 1 585 |
| 9 | De 3,2 à moins de 3,6 | De 1 585 à moins de 3 981 |
| 10 | De 3,6 à moins de 4,0 | De 3 981 à moins de 10 000 |
| 11 | De 4,0 à moins de 4,4 | De 10 000 à moins de 25 119 |
| 12 | De 4,4 à moins de 4,8 | De 25 119 à moins de 63 096 |
| 13 | De 4,8 à moins de 5,2 | De 63 096 à moins de 158 489 |
| 14 | De 5,2 à moins de 5,6 | De 158 849 à moins de 398 109 |
| 15 | De 5,6 à moins de 6,0 | De 398 109 à moins de 1 000 000 |
| 16 | De 6,0 à moins de 6,4 | De 1 000 000 à moins de 2 511 886 |

## II. — LES SUCCESSIONS

### 2.1. *Comparaison des distributions de fréquences* (2).

#### 2.1.1. *Généralités.*

Dans la plupart des cas le simple examen visuel des graphiques représentant les distributions relatives aux diverses catégories sociales permet de tirer des conclusions valables sur la différence ou la ressemblance des séries étudiées. Il peut cependant être intéressant de préciser le jugement sur quelques cas douteux par l'application d'un test statistique.

Nous soumettrons en particulier à cette analyse l'ensemble des successions correspondant à des professions non indiquées qu'il paraît important de situer par rapport à l'ensemble des successions pour lesquelles une catégorie socio-professionnelle peut être attribuée.

Un examen des histogrammes de fréquences de ces deux groupes montre certes des différences dans l'importance des classes, mais on ne peut par ce seul moyen dire si les deux distributions diffèrent « significativement » c'est-à-dire si les écarts observés sont supérieurs aux écarts les plus importants qu'est susceptible d'entraîner le seul hasard de l'échantillonnage. Le problème que nous avons a résoudre est habituellement formulé ainsi en analyse statistique :

Etant donné plusieurs distributions de fréquences, peut-on admettre qu'elles correspondent à des échantillons indépendants issus d'une même population dont les caractéristiques ne sont précisément connues que par ces échantillons ?

Une telle question se pose en particulier lorsqu'il faut, comme nous voulons le faire, tester l'homogénéité de la population dont provient l'échantillon.

Le principe du test d'une hypothèse sur une distribution est le suivant :

Tenant l'hypothèse (échantillons indépendants issus d'une même population dans notre cas) comme vraie, on calcule la probabilité d'écarts aussi ou plus grands que ceux constatés entre distributions. Suivant la valeur de cette probabilité, on admet que les écarts constatés peuvent être dus au hasard et l'on accepte l'hypothèse, ou on les tient pour trop exceptionnels et on la rejette.

Remarquons, sans vouloir entrer plus avant dans des détails relativement complexes, que la méthode n'est pas absolument infaillible et que, suivant la valeur du seuil de signification, on risque d'accepter une hypothèse fausse ou d'en rejeter une vraie.

Dans la plupart des cas pour effectuer la comparaison simultanée de plusieurs distributions de fréquences on utilise le test $\chi^2$ de K. Pearson.

#### 2.1.2. *Application pratique du test.*

Les deux groupes que nous voulons soumettre à l'analyse relèvent bien de l'application de $\chi^2$.

Soient $n_{1i}$ et $n_{2i}$ les nombres d'observations de la classe i, $n_1$ et $n_2$ les effectifs totaux pour les premières (professions indiquées) et deuxièmes (professions non indiquées) séries respectivement, nous calculerons la valeur de $\chi^2$ correspondant aux observations dont nous disposons, au moyen de l'expression :

$$\chi^2 = n_1 n_2 \sum \frac{\left(\frac{n_{1i}}{n_1} - \frac{n_{2i}}{n_2}\right)^2}{n_{1i} + n_{2i}}$$



| | Effectifs | | | Fréquences | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | $n_{1i}$ | $n_{2i}$ | $n_{1i}+n_{2i}$ | $\frac{n_{1i}}{n_1}$ | $\frac{n_{2i}}{n_2}$ | $\frac{n_{1i}}{n_1} - \frac{n_{2i}}{n_2}$ | $\left(\frac{n_{1i}}{n_1} - \frac{n_{2i}}{n_2}\right)^2 \times 10^8$ | $\frac{\left(\frac{n_{1i}}{n_1} - \frac{n_{2i}}{n_2}\right)^2}{n_{1i}+n_{2i}} \times 10^8$ |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 1 | — | — | | — | | | | |
| 2 | — | 1 | 1 | — | 0,0014 | — 0,0014 | | |
| 3 | — | 1 | 1 | — | 0,0014 | — 0,0014 | 7 569 | 473 |
| 4 | 6 | 8 | 14 | 0,0053 | 0,0112 | — 0,0059 | | |
| 5 | 21 | 30 | 51 | 0,0187 | 0,0422 | — 0,0235 | 55 225 | 1 083 |
| 6 | 51 | 52 | 103 | 0,0454 | 0,0730 | — 0,0276 | 76 176 | 740 |
| 7 | 73 | 58 | 131 | 0,0846 | 0,0815 | — 0,0165 | 27 225 | 208 |
| 8 | 95 | 95 | 190 | 0,0650 | 0,1334 | — 0,0488 | 238 144 | 1 253 |
| 9 | 136 | 127 | 263 | 0,1211 | 0,1784 | — 0,0573 | 328 329 | 1 248 |
| 10 | 141 | 116 | 257 | 0,1256 | 0,1629 | — 0,0373 | 139 129 | 541 |
| 11 | 243 | 143 | 386 | 0,2164 | 0,2008 | + 0,0156 | 24 336 | 63 |
| 12 | 182 | 65 | 247 | 0,1621 | 0,0913 | + 0,0708 | 498 436 | 2 018 |
| 13 | 104 | 14 | 118 | 0,0926 | 0,0197 | + 0,0729 | 531 441 | 4 504 |
| 14 | 51 | 2 | 53 | 0,0454 | 0,0028 | + 0,0426 | | |
| 15 | 17 | — | 17 | 0,0151 | — | + 0,0151 | 364 816 | 4 994 |
| 16 | 3 | — | 3 | 0,0027 | — | + 0,0027 | | |
| | 1 123 | 712 | 1 835 | 1,0000 | 1,0000 | /// | /// | 17 125 |

Les éléments permettant le calcul de $\chi^2$ figurent dans le tableau ci-dessus. Des regroupements sont nécessaires en colonne (7) de façon à ne pas avoir de fréquences de comparaison, $n_{1i} + n_{2i}$, inférieures à 10 aux extrémités de la distribution. Les nombres des colonnes (7) et (8) ont été multipliés par $10^8$ pour ne pas alourdir l'écriture.

La somme de la colonne (8), soit 17 125, correspond à

$$10^8 \times \sum \frac{\left(\frac{n_{1i}}{n_1} - \frac{n_{2i}}{n_2}\right)^2}{n_{1i} + n_{2i}}$$

d'ou $\chi^2 = n_1 n_2 .\ 10^{-8}\ .\ 17\ 125$

$= 1123\ .\ 712.\ 0{,}00017125 = 136{,}93$

Le nombre de « degrés de liberté » est égal à 10, c'est-à-dire au nombre de classes finalement retenues après regroupement en colonne (7) moins une.

Avec 10 degrés de liberté, la table de $\chi^2$ nous indique qu'il n'existe qu'une probabilité de 1 % d'obtenir par le simple jeu des fluctuations une valeur de $\chi^2$ supérieure à 23,21.

La valeur que nous obtenons, 136,93, est très supérieure à ce nombre. On peut donc conclure sans grand risque de se tromper que les deux distributions étudiées sont significativement différentes.

L'ensemble des professions non indiquées constitue donc un groupe à part, différent dans la répartition des successions ; l'examen de la distribution montre que ce groupe fournit une moyenne moins élevée. On peut supposer très logiquement qu'il n'existe pas de non déclaration quant à la profession lorsque la succession concerne un magistrat ou un noble par exemple, mais que par contre les omissions sont plus nombreuses pour les moyens et petits rentiers et les catégories sociales peu fortunées.

### 2.2. *Ajustement de lois statistiques aux distributions observées.*

#### 2.2.1. *Généralités.*

Une distribution de fréquences est d'abord décrite par ses caractéristiques de valeur centrale (moyenne) et de dispersion (écart-type par exemple) ; la connaissance de ces renseignements est certes intéressante mais elle ne rend pas compte de toute l'information contenue dans la série. On obtient un résultat bien meilleur si l'on parvient à établir la relation qui lie les nombres des unités statistiques à la valeur de la variable, relation appelée «loi de répartition de la variable».

L'observation d'un grand nombre de séries de fréquences a permis de les classer par analogie de forme et, par abstraction et généralisation, de définir les lois de répartition qui sont donc essentiellement des créations de l'esprit mais dont l'emploi s'est montré extrêmement fécond. Certaines de ces lois (loi normale par exemple) ont pu être établies par un raisonnement logique à partir de l'observation des conditions réelles dans lesquelles se forme la valeur du caractère, ou d'hypothèses sur ces conditions. D'autres au contraire n'ont encore reçu aucune justification théorique, mais seulement confirmation de leur valeur par accord avec l'observation (loi de Pareto pour la représentation des distributions de revenus par exemple).

La substitution d'une loi théorique à une série observée présente un certain nombre d'avantages. Tout d'abord la masse d'observations est remplacée par les quelques paramètres figurant dans l'expression analytique de la loi, ce qui simplifie en particulier les comparaisons de séries. Par ailleurs, lorsque la distribution du caractère obéit convenablement à la loi théorique considérée, s'il existe une erreur de mesure ou une erreur d'échantillonnage gonflant indûment l'effectif d'une classe, la loi théorique représente mieux la réalité que les observations.

Les trois phases de la description d'une série observée par une loi théorique sont:

a) le choix de la loi susceptible d'être celle du phénomène étudié, ou de s'y adapter dans le cas d'une loi empirique ;

b) l'ajustement de la loi retenue aux observations par fixation de la valeur numérique de ses paramètres de façon à rendre minimum les divergences entre fréquences théoriques et fréquences observées ;

c) l'étude critique de la validité de cet ajustement, c'est-à-dire de l'accord entre les deux séries, théorique et observée.

#### 2.2.2. *Choix de la loi théorique.*

La nature même des séries étudiées nous incite à priori à choisir une loi log-normale (définie § 1) pour essayer d'ajuster les distributions de fréquences observées.



En effet selon Gibrat ([3]) cette loi convient généralement bien, mieux que toute autre, à la représentation de phénomènes économiques divers en particulier tels que répartition des fortunes, de revenus d'après leur montant.

A l'époque actuelle on rencontre notamment cette loi dans la répartition des salaires de l'industrie et du commerce ; cette distribution peut être étudiée à partir de l'exploitation des états fiscaux « 2 460 » (établie par les employeurs au titre de l'impôt de 5 % sur les salaires) que réalise annuellement l'I.N.S.E.E. ([4]).

Dans le domaine économique la loi log-normale, dont les paramètres n'ont pu jusqu'ici recevoir de signification précise, est assez difficile à justifier ; elle constitue seulement un modèle de référence commode permettant des calculs simples et suffisamment précis.

Une variable X suit la loi log-normale de paramètres m et $\sigma$ si son logarithme népérien suit la loi normale de paramètres m et $\sigma$ :

$\mathrm{Ln}\, X = N\ (m, \sigma)$, Ln X désignant le logarithme népérien de X.

Cette expression s'écrit encore :

$$X = e^{m+\sigma U}$$

où U suit la loi normale réduite.

Les paramètres de la loi normale suivie par le logarithme décimal sont :

$$m' = 0{,}43429\, m$$
$$\sigma' = 0{,}43429\ \sigma$$

et $X = 10^{m'+\sigma' U}$

Par ailleurs on appelle variable log-normale généralisée une variable statistique qui, moyennant un changement d'origine, suit la loi log-normale.

$$X = x_0 + e^{m+\sigma U}$$

La variable log-normale généralisée dépend ainsi de trois paramètres :

$x_0$, m, $\sigma$.

#### 2.2.3. *Ajustement aux distributions observées.*

Nous n'avons tenté cet ajustement d'une loi log-normale (ou log-normale généralisée) que sur quelques catégories, suffisamment nombreuses ; nous ne développons ci-dessous la méthode de façon complète, à titre d'exemple, que pour la catégorie des nobles qui nous fournit une série de 86 observations particulièrement intéressante.

##### 2.2.3.1. Ajustement d'une loi log-normale à la distribution de fréquence relative aux nobles.

L'ajustement analytique, relativement laborieux, est peu utilisé ; on lui préfère un ajustement graphique, suffisamment précis, connu sous le nom de « méthode de la droite de Henri ».

La courbe cumulative de la distribution log-normale est en effet une droite (la droite de Henri) lorsqu'on la trace sur papier gausso-logarithmique.

Ce papier comporte en abscisse une échelle logarithmique et en ordonnées une échelle gaussienne, c'est-à-dire dont les graduations sont établies à partir de la fonction cumulative $\pi$ (t) de la loi de Laplace-Gauss.

Remarquons que si la variable a déjà été transformée, ce qui est notre cas puisque nous avons défini des classes égales sur le logarithme de la variable (voir paragraphe 1), il suffit d'utiliser du papier gausso-arithmétique dans lequel les ordonnées demeurent gaussiennes, l'échelle des abscisses étant arithmétique ; on porte alors en abscisses le logarithme de la variable.

Nous avons opté pour ce dernier procédé car il nous permet de reconnaître en abscisses les 16 classes adoptées une fois pour toutes ; cependant afin de pouvoir apprécier directement sur le graphique le montant des fortunes nous avons reproduit également sur un axe parallèle les graduations en francs de cette variable initiale. Par ailleurs nous avons fait apparaître sur la droite du papier fonctionnel une graduation correspondant à la variable réduite et de la loi normale, l'utilisation de cette échelle peut faciliter certaines déterminations graphiques.

— *Tracé de la fonction cumulative*

Considérant la distribution en 7 classes des 86 nobles, on calcule les fréquences, puis les fréquences cumulées. Chaque point de la courbe cumulative a :

— pour abscisse la limite supérieure de la classe

— pour ordonnée la fréquence cumulée correspondante portée sur le graphique grâce à l'échelle gaussienne.

Exemple : Pour la classe 3,6 à moins de 4,0 en logarithmes (3 981 à moins de 10 000 francs) la limite supérieure de la classe est 4,0, la fréquence cumulée 0,0465, d'où le point P.

Le tableau ci-dessous a permis le tracé des 6 points de la distribution des nobles.

| Classes | | | Effectifs | Fréquences | Fréquences cumulées |
|---|---|---|---|---|---|
| Numéro | Limite supérieure | | | | |
| | en francs | en log | | | |
| 9 | 3 981 | 3,6 | 1 | 0,0116 | 0,0116 |
| 10 | 10 000 | 4,0 | 3 | 0,0349 | 0,0465 |
| 11 | 25 119 | 4,4 | 11 | 0,1279 | 0,1744 |
| 12 | 63 096 | 4,8 | 25 | 0,2907 | 0,4651 |
| 13 | 158 489 | 5,2 | 26 | 0,3023 | 0,7674 |
| 14 | 398 109 | 5,6 | 16 | 0,1861 | 0,9535 |
| 15 | 1 000 000 | 6,0 | 4 | 0,0465 | 1,0000 |
| | | | 86 | 1,0000 | |

On constate sur le graphique que les points sont à peu près alignés ; ils le seraient effectivement si la distribution empirique que nous étudions obéissait exactement à la loi log-normale. Dans la pratique, erreurs de mesure et fluctuations d'échantillonnage font que l'alignement demeure imparfait. Les écarts constatés étant peu importants nous admettons que l'ajustement d'une loi de Galton à la série observée se justifie.

Nous ajustons donc graphiquement la droite de Henri aux points observés.

— *Calcul des paramètres m et σ*

Il se fait simplement en choisissant deux points particuliers de la droite :

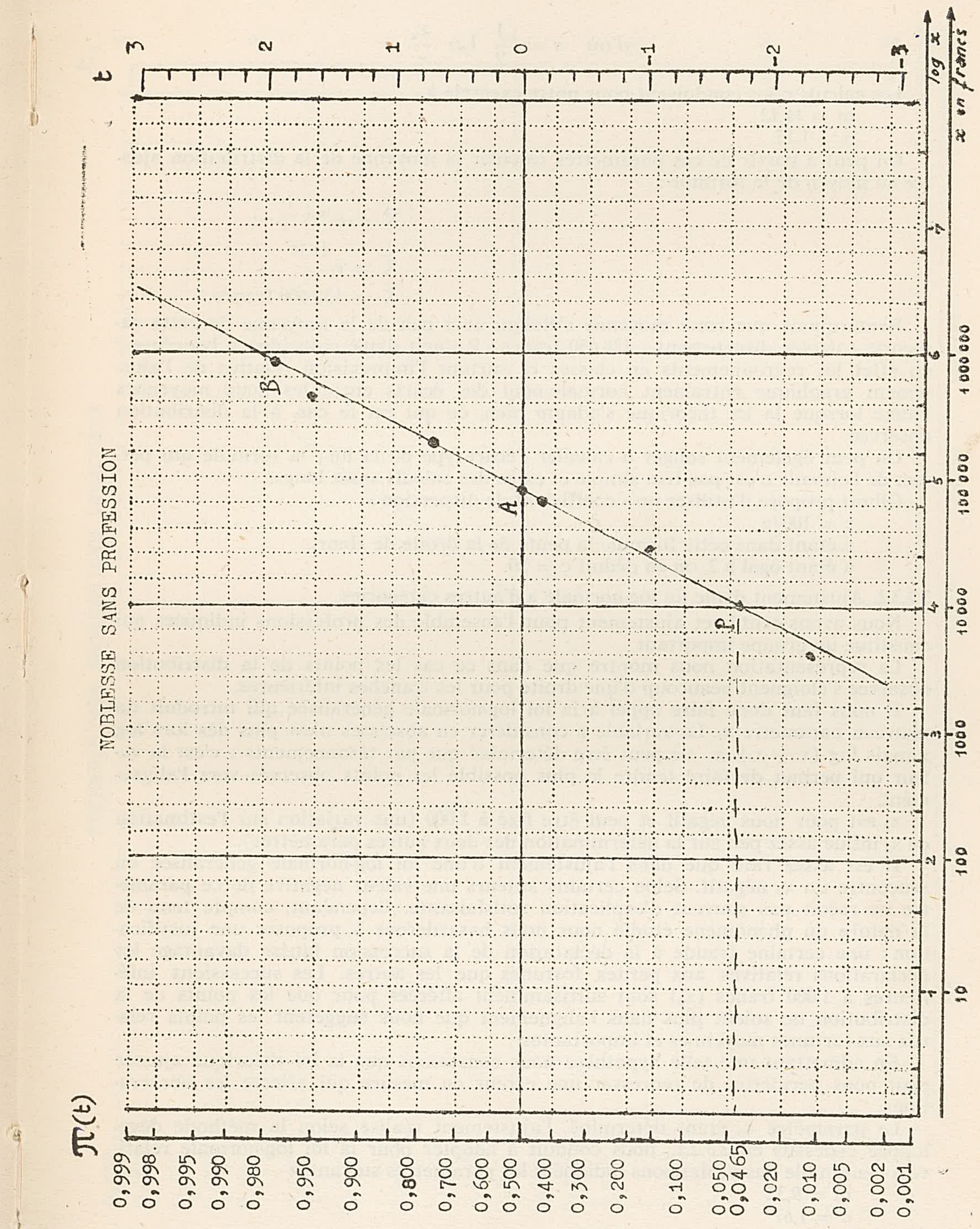
— l'un, d'abscisse $x_1$, correspondant à l'ordonnée 0,500 (ou $t = 0$), soit A sur le graphique ;

— l'autre, d'abscisse $x_2$, correspondant à l'ordonnée 0,977 (ou $t = 2$), soit B sur le graphique.

A partir des lectures des valeurs $x_1$ et $x_2$ on obtient

$$\text{Ln } x^1 = m$$

$$\text{Ln } x_2 = m + 2\sigma$$



$$d'où \quad \sigma = \frac{1}{2} \, Ln \, \frac{x_s}{x_i}$$

Les calculs nous conduisent pour notre exemple à

$m = 11{,}12$

$\sigma = 1{,}15$

On peut à partir de ces paramètres calculer la moyenne de la distribution ajustée au moyen de la formule :

$$\overline{X} = e^{m + \frac{\sigma^2}{2}}$$

$$\overline{X} = e^{11.78}$$

$$\overline{X} = 130\,600 \text{ francs.}$$

Remarquons que cette moyenne s'éloigne fort peu de la moyenne de cette catégorie calculée directement : 128 650 francs ; il s'agit d'une coïncidence heureuse : en effet les regroupements en classes et surtout l'imprécision relative de l'ajustement graphique entraînent normalement des écarts entre les deux moyennes même lorsque la loi théorique s'adapte bien, ce qui est le cas, à la distribution observée.

On peut également songer à calculer l'écart-type de la loi ; la formule qui permet de l'obtenir n'est pas très simple et exige des calculs assez longs.

Gibrat propose d'utiliser un « coefficient de dispersion »

$c = 100/a$

a étant dans cette formule la pente de la droite de Henri.

a étant égal à 2, on en déduit c = 50.

2.2.3.2. Ajustement d'une loi log-normale à d'autres catégories.

Nous avons tenté cet ajustement pour l'ensemble des professions indiquées qui constitue un groupe important.

La représentation nous montre que dans ce cas les points de la distribution observée s'éloignent beaucoup d'une droite pour les tranches inférieures.

Il nous faut donc faire appel à la loi log-normale généralisée qui introduit un nouveau paramètre $x_0$. La variable à considérer en abscisses n'est plus dès lors log $x$ mais log $(x - x_0)$. $x_0$ ne peut être déterminé que par tâtonnements : c'est la valeur qui permet de faire tendre le plus possible les points observés vers l'alignement.

$x_0$ est pour nous négatif et peut être fixé à 1 000 (une variation sur l'estimation de $x_0$ influe assez peu sur la détermination des deux autres paramètres).

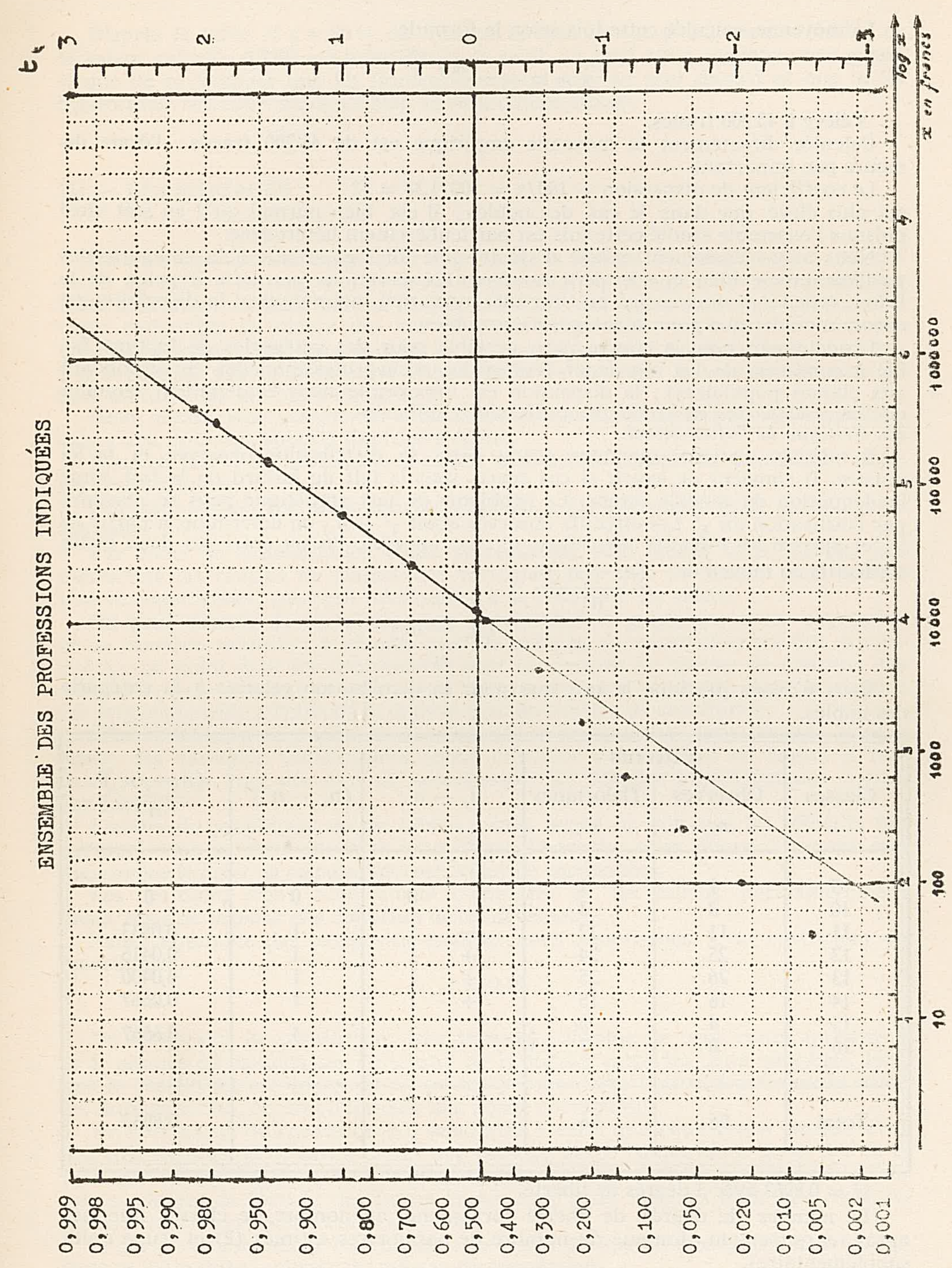
Il est assez rare que dans l'ajustement d'une loi log-normale généralisée on rencontre un $x_0$ négatif. Selon certains auteurs une valeur négative de ce paramètre ne reçoit pas souvent d'explication satisfaisante. Cependant, compte tenu de la nature du phénomène étudié nous nous hasarderons à proposer une justification : une certaine fraude à la déclaration de la succession fausse davantage les déclarations relatives aux petites fortunes que les autres. Les successions inférieures à 1 000 francs ($x_0$) sont suffisamment altérées pour que les points de la distribution ne soient plus dans l'alignement que nous suggèrent les points relatifs aux fortunes moyennes et importantes.

En admettant une telle hypothèse nous constatons que la loi théorique ajustée peut nous permettre de redresser une erreur de mesure qui affecte les observations.

Le paramètre $x_0$ étant déterminé, l'ajustement réalisé selon la méthode développée ci-dessus en 2.3.2.1., nous conduit à adopter pour la loi log-normale relative à l'ensemble des professions indiquées les paramètres suivants :

$m = 9{,}32$

$\sigma = 1{,}67$



La moyenne, calculée cette fois selon la formule

$$\bar{x} = x_0 + e^{m + \frac{\sigma^2}{2}}$$

s'élève à 45 300 francs.

Calculée directement la moyenne empirique est de 41 200 francs ; l'écart demeure peu important.

Le coefficient de dispersion = 100/a = 100/1,38 = 72 est plus élevé que dans le cas des nobles ; il est bien normal qu'il en soit ainsi puisque l'ensemble étudié cette fois est particulièrement hétérogène.

Nous avons également essayé d'ajuster une loi log-normale à la catégorie des parlementaires, bien que le petit nombre d'observations permette à peine de le faire ; cependant nous avons pu tirer une indication intéressante : la dispersion est encore moindre que pour la catégorie des nobles.

L'ajustement nous a encore paru possible pour des catégories de fortune faible à condition de les regrouper (catégories socio-professionnelles correspondant aux classes populaires) ; la dispersion est importante mais évidemment moindre que dans le cas de l'ensemble des professions indiquées.

2.3. *Critique de l'ajustement.*

Il subsiste toujours quelques écarts entre la distribution observée et la ajustée. Il convient de savoir si ces écarts sont le fait du hasard ou le fait d'une inadéquation du modèle retenu. Ce problème de test statistique peut se résoudre par l'utilisation du $\chi^2$. Les effectifs observés étant $\chi^2 + n$ , on détermine, à partir de la loi ajustée les effectifs théoriques $n'_i$ ; on apprécie l'écart entre les deux séries d'effectifs au moyen de $\dfrac{(n_i - n'_i)^2}{n'_i}$

$$\text{et } \chi^2 = \frac{(n_i - n'_i)^2}{n'_i}$$

Nous n'avons pratiqué le test que pour la distribution relative à la catégorie des nobles.

| Classes | Effectifs — Observés $n_i$ | Effectifs — Théoriques $n'_i$ | $n_i - n'_i$ | $(n_i - n'_i)^2$ | $\dfrac{(n_i - n'_i)^2}{n'_i}$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 9 | 1 | 1 | | | |
| 10 | 3 | 3 | 0 | 0 | 0 |
| 11 | 11 | 12 | — 1 | 1 | 0,0833 |
| 12 | 25 | 24 | + 1 | 1 | 0,0416 |
| 13 | 26 | 25 | + 1 | 1 | 0,0400 |
| 14 | 16 | 15 | + 1 | 1 | 0,0667 |
| 15 | 4 | 5 | | | |
| 16 | 0 | 1 | — 2 | 4 | 0,6667 |
| Total | 86 | 86 | | | 0,8933 |

$\chi^2 = 0{,}8983$ avec 3 degrés de liberté.

(Le nombre de degrés de liberté correspond au nombre de classes retenues après regroupement, diminué du nombre de paramètres estimés (2) et d'une unité supplémentaire).



D'après la table, il y a 80 % de chances de trouver un $\chi^2$ supérieur à 1,005 ; or la valeur calculée 0,8983 est inférieure à ce seuil, on peut donc conclure sans grand risque de se tromper que les fluctuations sont dues au seul hasard et que la loi log-normale retenue s'applique bien au phénomène étudié.

## III. — LES MARIAGES

Dans l'étude des mariages, qu'il s'agisse de la dot ou du don du père (ou des biens du futur) la représentation au moyen des classes précédemment définies reste très utile, on peut par ce moyen effectuer des comparaisons et éventuellement rechercher là encore des lois de distribution. Mais cette fois un nouveau type de problème peut être abordé au moyen de la méthode statistique : existe-t-il globalement une relation entre l'importance de la dot et le montant du don du père du futur ou des biens du futur ?

Nous allons donc essayer de déterminer l'importance de la corrélation, s'il en existe une, entre les apports des futurs époux.

Dans ce but il est nécessaire d'établir d'abord le tableau de corrélation entre les deux variables.

Une exploitation mécanographique spéciale a été nécessaire pour aboutir à ce tableau.

Par souci de simplification d'une présentation déjà lourde nous n'avons pas mentionné les centres de classes des variables, exprimés en francs cette fois et non en logarithmes, pourtant nécessaires à la poursuite du calcul.

On peut donner de ce tableau une représentation graphique assez expressive de la manière suivante : à chaque case du tableau de corrélation on fait correspondre un point dont les coordonnées sont les centres de classes de chacune des variables ; puis prenant ce point pour centre on trace un cercle dont la surface est proportionnelle à l'effectif lu dans la case du tableau de corrélation.

Afin d'obtenir un graphique de dimensions acceptables nous l'avons tracé à partir des variables transformées (pour effectuer des lectures en francs il faudrait porter le long des axes de coordonnées les échelles logarithmiques correspondantes).

L'allure du graphique, ou du tableau, dans lequel on voit que les effectifs importants sont en gros situés le long d'une diagonale, nous donne à penser que nous avons le droit de calculer un coefficient de corrélation.

Les formules étant relativement complexes et les calculs particulièrement longs, nous ne jugeons pas opportun de les développer.

Pour l'ensemble des catégories étudiées nous aboutissons à un coefficient de corrélation

$$r = 0{,}49$$

Un coefficient de corrélation, dont la valeur absolue ne peut varier qu'entre 0 et 1, permet de caractériser l'intensité de la liaison entre les deux variables, lorsque le coefficient est voisin de un on est proche d'une liaison fonctionnelle entre les deux variables, on dit qu'il existe une bonne corrélation.

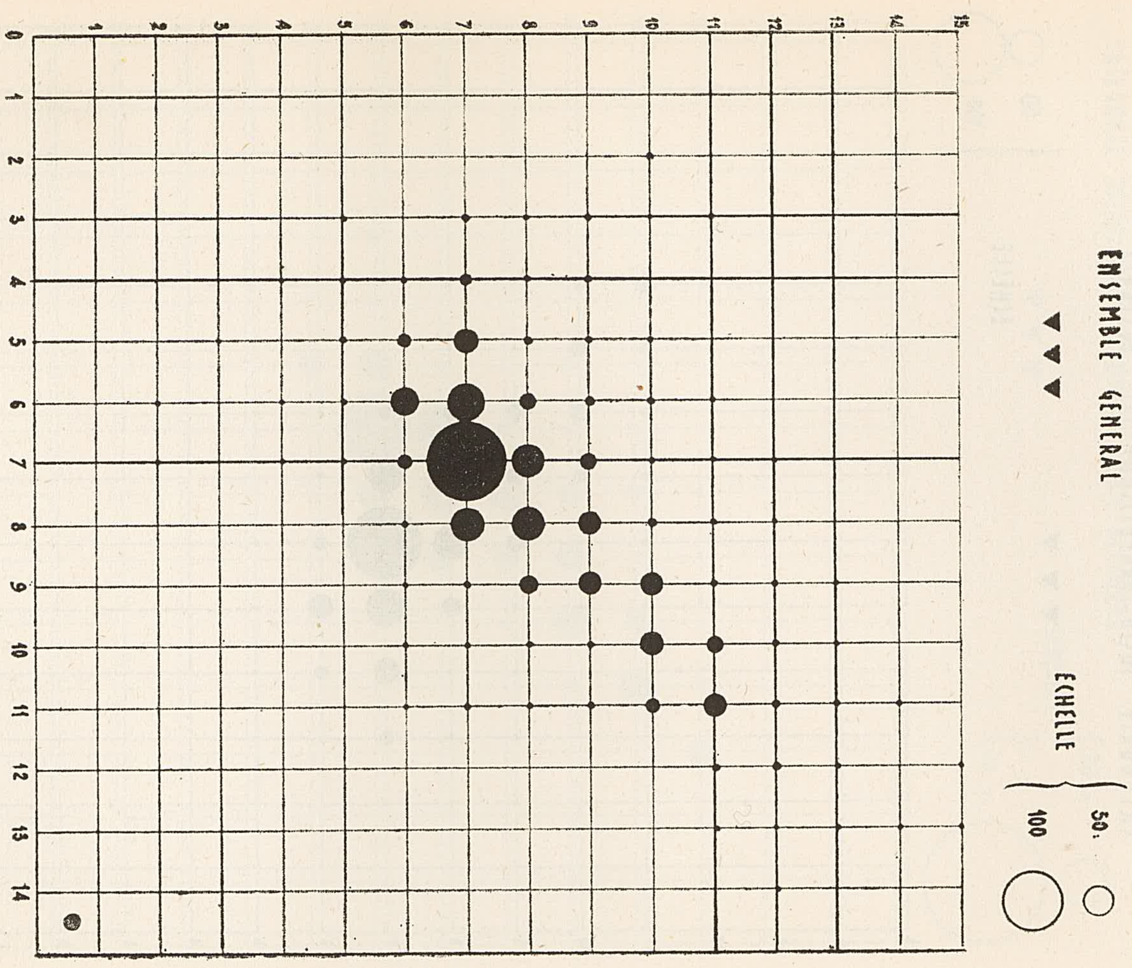
Un coefficient de l'ordre de 0,5, semblable à celui que nous avons trouvé, n'est pas très significatif. Il existe certes une relation entre l'importance de la dot et le montant du don du père, mais elle n'est pas très rigide. Cela signifie qu'en général les classes de fortune des futurs époux sont assez voisines mais que cette règle souffre d'assez nombreuses exceptions.

Il est particulièrement intéressant à ce point de vue de considérer la première ligne et la première colonne du tableau de corrélation.

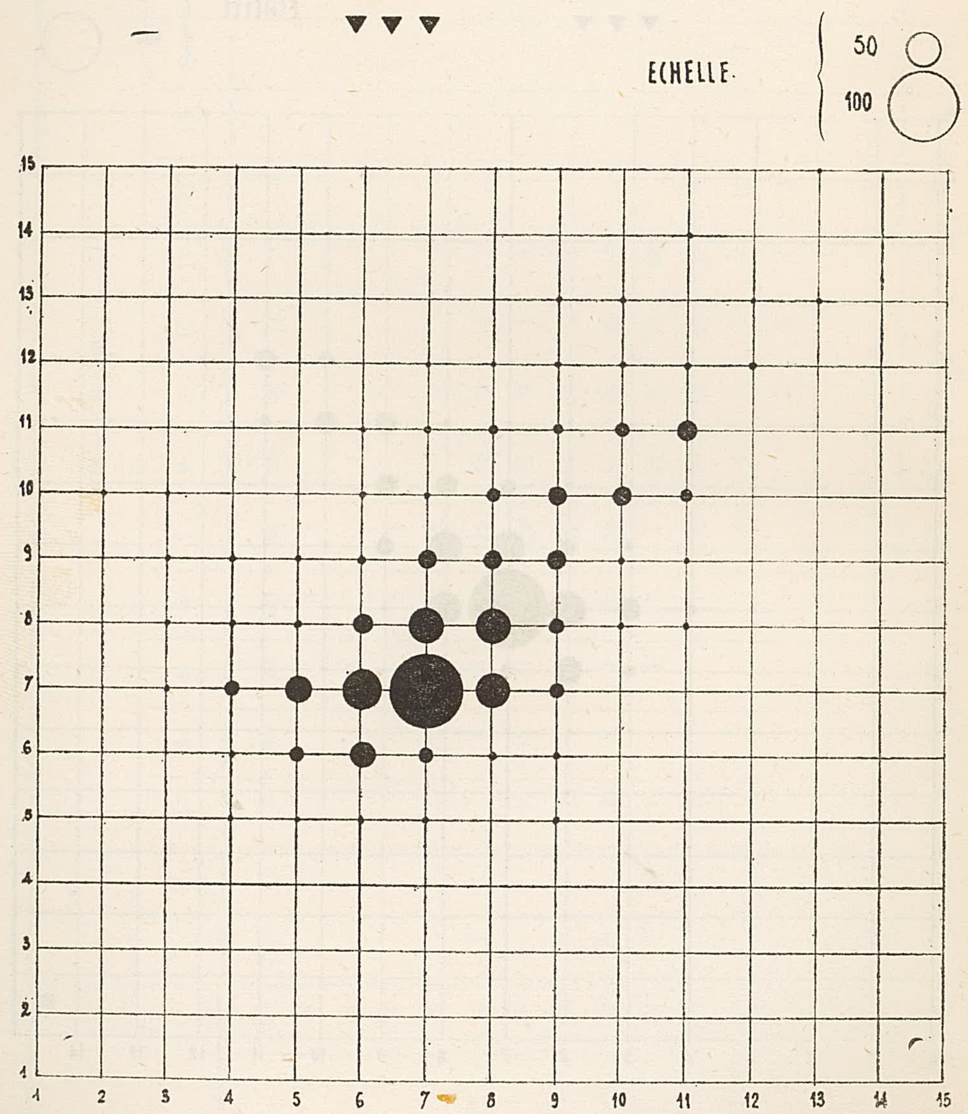
### Tableau de corrélation pour l'ensemble des catégories

| Classes de don du père du futur, ou des biens du futur | Classes de dot 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 212 | 8 | 8 | 45 | 80 | 141 | 141 | 58 | 36 | 12 | 3 | 1 | | | | 745 |
| 2 | | | | | | 1 | 1 | | | | | | | | | 2 |
| 3 | | | | | 1 | | | 1 | | | | | | | | 2 |
| 4 | | | | 1 | | 5 | 1 | | | | | | | | | 7 |
| 5 | | | 1 | 3 | 4 | 5 | 3 | | 1 | | | | | | | 17 |
| 6 | 3 | | | 8 | 19 | 48 | 21 | 10 | 2 | 1 | 1 | | | | | 113 |
| 7 | 11 | | 2 | 18 | 35 | 70 | 129 | 53 | 9 | 1 | 1 | | | | | 329 |
| 8 | 7 | | 1 | 4 | 10 | 23 | 62 | 64 | 23 | 8 | 2 | | | | | 204 |
| 9 | 4 | | 2 | 5 | 3 | 10 | 29 | 38 | 36 | 10 | 4 | | | | | 141 |
| 10 | 3 | 3 | 1 | | 1 | 8 | 7 | 15 | 35 | 37 | 18 | | | | | 128 |
| 11 | 3 | | 1 | | | 1 | 7 | 10 | 11 | 23 | 39 | 6 | 2 | | | 103 |
| 12 | | | | | | | 2 | 4 | 7 | 5 | 7 | 12 | 1 | 1 | | 39 |
| 13 | | | | | | | | | 2 | 3 | 2 | 2 | 4 | | | 13 |
| 14 | | | | | | | | | | | 1 | | 1 | | | 2 |
| 15 | | | | | | | | | | | | 1 | 1 | | | 2 |
| Tot. | 243 | 11 | 16 | 84 | 153 | 312 | 403 | 253 | 162 | 100 | 78 | 22 | 9 | 1 | | 1 847 |



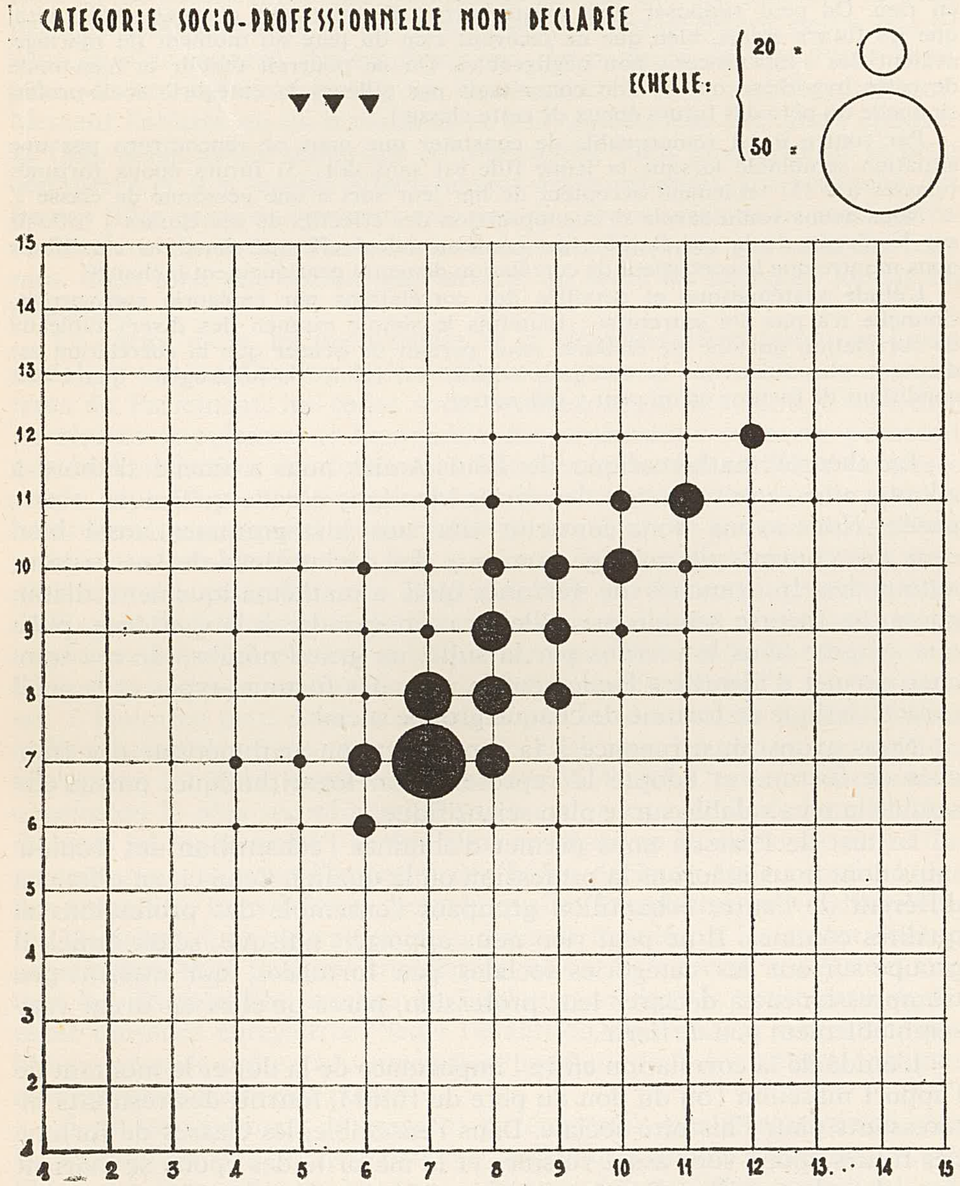


CATEGORIE SOCIO-PROFESSIONNELLE DECLAREE






CATEGORIE SOCIO-PROFESSIONNELLE NON DECLAREE



La première ligne nous montre que les hommes sans fortune (745 au total) se marient certes avec des jeunes filles de leur condition (212) mais aussi très souvent avec des personnes richement dotées. Ce qui frappe c'est l'anomalie apparente de cette première ligne à laquelle les 3 ou 4 lignes suivantes ne ressemblent en rien. On peut supposer qu'il existe certes des mariages d'amour mais aussi que les futurs époux, bien que ne recevant rien du père au moment du mariage, avaient des « espérances » non négligeables. On ne pourrait établir le bien-fondé de cette hypothèse que si l'on connaissait par ailleurs la catégorie socio-professionnelle du père des futurs époux de cette classe 1.

Par contre il est remarquable de constater que nous ne rencontrons pas une situation semblable lorsque la jeune fille est sans dot ; 31 futurs époux fortunés (classes 6 à 11) seulement acceptent de lier leur sort à une personne de classe 1.

Nous avons voulu savoir si la suppression des effectifs de ces classes 1 influait sur le niveau de la corrélation ; un nouveau calcul effectué dans ces conditions nous montre que le coefficient de corrélation demeure pratiquement inchangé.

L'étude systématique et détaillée des corrélations par catégorie socio-professionnelle n'a pas été entreprise ; toutefois le simple examen des divers tableaux de corrélation qui ont été élaborés nous permet de penser que la corrélation est d'autant plus floue que la catégorie sociale est faible ou hétérogène quant aux conditions de fortune qu'on peut y rencontrer.

La théorie mathématique de Louis Amiel nous a amené d'abord à adopter une représentation des séries identique à celle qu'il nous a proposée. Nous avons donc construit tous nos histogrammes, aussi bien ceux des contrats de mariage que ceux des déclarations de successions, autour des 16 tranches de fortunes qu'il a mathématiquement distinguées. Sa théorie semble par ailleurs correspondre à l'expérience, puisque, comme nous le verrons par la suite, un grand nombre de ces tranches permet d'identifier facilement la zone des fortunes-types et le seuil caractéristique de fortune de chaque groupe social.

Nous avons ainsi renoncé à la représentation arithmétique des tranches de fortune et adopté la représentation logarithmique, puisqu'elle semble la plus valable sur le plan scientifique.

Le test de Pearson nous permet d'éliminer l'échantillon des Toulousains dont nous ignorons la profession ou la qualité. Celui-ci, en effet, est différent de l'autre échantillon groupant l'ensemble des professions et qualités connues. Il ne peut rien nous apporter, puisque, selon Amiel, il groupe surtout les catégories sociales peu fortunées, qui mettent peu d'empressement à déclarer leur profession, parce qu'elles en tirent vraisemblablement peu de fierté.

L'étude de la corrélation entre l'importance de la dot et le montant de l'apport masculin (ou du don du père du futur), fournit des résultats intéressants pour l'histoire sociale. Dans l'ensemble, les classes de fortune des futurs époux sont assez voisines et la majorité des époux se marient donc dans leur milieu. De ce point de vue, le mariage favorise davantage l'immobilité sociale, la conservation des situations acquises que la mobilité. Néanmoins on constate davantage de mariages entre des garçons pauvres et des jeunes filles riches que l'inverse, c'est-à-dire des garçons



riches s'unissant à des jeunes filles pauvres. S'il s'agissait de mariages d'inclination, on trouverait une proportion identique aussi bien du côté masculin que du côté féminin. Il faut donc chercher une autre explication. Si les jeunes filles riches épousent tant de garçons pauvres, ce n'est pas tellement parce qu'ils ont des espérances, mais plutôt parce que ce sont le plus souvent des employés ou des commis de leur futur beau-père ; ils ont été remarqués pour leur capacité à faire marcher convenablement l'affaire où ils travaillent et leur patron leur fait alors épouser sa fille. Nous avons remarqué ce phénomène dans le négoce et le petit commerce et il y semble effectivement assez répandu. En revanche, les jeunes filles pauvres épousent très peu de garçons riches. Le mariage favorise donc davantage l'ascension sociale des hommes que celle des femmes. C'est bien une société patriarcale, où seuls les hommes jouent un rôle actif.

Le choix de la loi log-normale et la démonstration faite par Louis Amiel de son application à des catégories comme les nobles, les magistrats du Parlement, les codes socio-professionnels 0, 1, 2, 3, c'est-à-dire les classes populaires, et l'ensemble des professions connues, prouvent que la distribution des fortunes à l'intérieur des échantillons proposés par le dépouillement des déclarations de successions ne résulte pas du hasard mais correspond à une réalité économique, et par conséquent historique, indéniable. Le seul fait que cette loi s'applique en 1967 à l'exploitation des états fiscaux « 2 460 », établis par les employeurs au titre de l'impôt de 5 % sur les salaires est très encourageant ; en effet c'est un impôt sur lequel il n'existe pratiquement pas de fraude, les employeurs déclarant toujours exactement les salaires qu'ils versent à leur personnel. L'historien peut donc en conclure que les documents fiscaux qu'il a utilisés ne sont pas entachés de fraude, sauf pour les petites successions inférieures à 1 000 F, comme le démontre M. Amiel. C'est certainement la conclusion la plus réconfortante, que nous avons retirée de l'application de cette loi log-normale ; certes, nous croyions en la valeur de notre documentation, puisque l'essentiel des biens déclarés était constitué par des propriétés immobilières, pour lesquelles le cadastre venait d'être établi. De même, il ne pouvait guère y avoir de fraude sur les rentes dont la constitution était toujours enregistrée, ni sur les actions, qui étaient surtout les ucheaux des moulins de Toulouse, et dont la vente était également toujours enregistrée. Seule l'évalution du montant des effets mobiliers pouvait prêter à contestation, surtout pour les petites fortunes mobilières inférieures à 1 000 F.

Il est extrêmement intéressant de constater que le statisticien, par les techniques qui lui sont propres, arrive aux mêmes conclusions que l'historien. Les sciences humaines, chaque fois qu'elles travaillent sur des groupes ou des ensembles, mais non sur des individus, semblent donc relever, sinon d'une explication mathématique, mais au moins d'un langage mathématique unique, qui légitime la valeur de l'objet sur lequel elles opèrent et facilite la compréhension des résultats auxquels elles aboutissent. L'Histoire sociale et l'Histoire économique, dans la mesure où elles visent à retrouver une sociologie ou une économie passées, devront, de plus en plus, avoir recours à une théorie mathématique, qui sera surtout une théorie statistique. Ainsi, comme dans le cas présent, la loi théorique ajustée peut nous permettre de redresser une erreur de mesure qui affecte les observations ; par exemple, la moyenne de fortune de la noblesse sans profession, au moment du décès, qui est de 128 650 F à travers nos calculs portant sur 86 déclarations de successions, est de 130 600 F selon la loi. La faible différence entre les deux résultats prouve le bien-fondé et du travail du statisticien et de celui de l'historien.

Mais M. Amiel ne se contente pas de nous apporter l'appui de sa théorie, qui confère à notre ouvrage une sorte de « label » scientifique. Il ouvre à l'historien des fortunes et des revenus un champ singulièrement vaste. En effet, la loi log-normale, appliquée ici, présente des paramètres, qui n'ont pu jusqu'ici recevoir de signification précise. Pourquoi une loi, qui s'applique à des salaires payés en 1967, convient-elle également à une distribution de fortunes, à la fin du XVIII[e] siècle ?
Peut-être parce que le régime capitaliste est commun à la France de ces deux époques, et encore ce n'est pas sûr. Mais il n'est pas impossible qu'un jour, grâce au travail conjugué des économistes, des historiens et des statisticiens, on arrive à donner une signification précise aux paramètres de cette loi et qu'ainsi on comprenne mieux les mécanismes encore secrets qui président à la distribution des fortunes et des revenus dans des sociétés aussi différentes que celle de Toulouse sous la Révolution et celle de la France contemporaine.

---

(1) On dit encore loi de Galton, loi de Galton-Mac Alister, loi de l'effet proportionnel de Gibrat ou même loi gausso-logarithmique.
(2) Pour la rédaction des notions générales d'analyse statistique exposées dans les paragraphes 2.1.1. et 2.2.1., il a été beaucoup emprunté aux deux ouvrages suivants, rédigés par des cadres de l'I.N.S.E.E. : MORICE et CHARTIER, Méthode Statistique, deuxième partie, Imprimerie Nationale, 1954 et CALOT, cours de Statistique descriptive, Dunod, 1965.
(3) GIBRAT, Les inégalités économiques, Sirey, 1951.
(4) Cet impôt de 5 % sur les salaires a été supprimé à compter du 1[er] décembre 1968.

*CHAPITRE III*

# LA FORTUNE DES TOULOUSAINS

Avant d'aborder l'étude des relations entre les groupes sociaux et la répartition des fortunes et des revenus des Toulousains sous la Révolution, il convient d'abord de présenter les résultats globaux obtenus, portant sur l'ensemble de la fortune toulousaine, qui est celle abandonnée au moment du décès, telle que nous la présentent les déclarations de successions. Nous laissons, en effet, de côté, pour l'instant, la fortune toulousaine au moment du mariage, d'une part, parce qu'elle est très inférieure à la première et, d'autre part, parce qu'elle ne nous présente pas la ventilation des principaux types d'investissements.

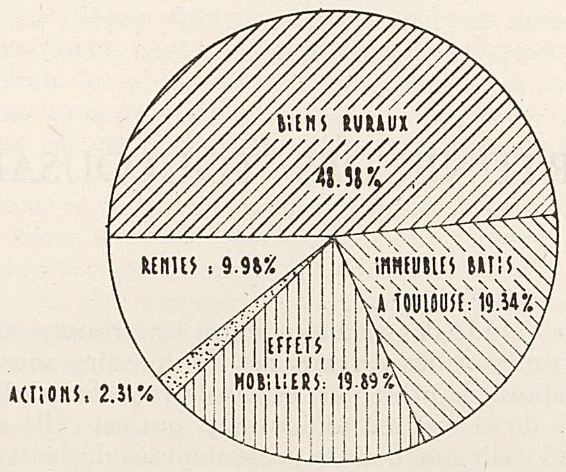
## 1°) La fortune globale.

### a) *Son volume et sa composition.*

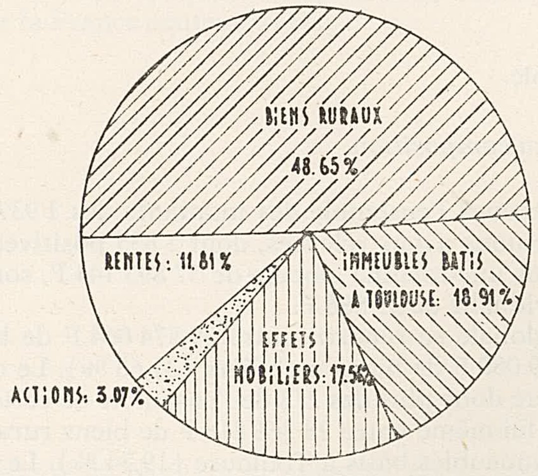
Si nous additionnons l'ensemble des montants des 1 937 déclarations de successions que nous avons relevées, dont 1 835 positives et 102 négatives, nous obtenons une fortune globale de 57 893 144 F, soit une moyenne de fortune individuelle de 29 888 F.

Cette fortune globale se répartit entre 39 574 064 F de biens fonciers (68,32 %) et 18 319 080 F de biens mobiliers (31,68 %). Le capital immobilier, qui représente donc plus des 2/3 de l'ensemble de cette fortune toulousaine, se divise lui-même entre 28 366 818 F de biens ruraux (48,98 %) et 11 207 246 F d'immeubles bâtis à Toulouse (19,34 %). Le capital mobilier, qui représente moins de 1/3 de cette fortune globale, comprend 11 222 432 F d'effets mobiliers (19,39 %), 5 762 962 F de rentes (9,98 %) (dont 2 788 805 F de rentes sur les particuliers, 1 824 577 F de rentes sur l'Etat ou les collectivités publiques, 1 219 580 F de rentes de nature indéterminée) et 1 333 686 F d'actions (2,31 %). On voit tout de suite, à la lec-

LES TYPES D'INVESTISSEMENTS AU MOMENT DU DECES




*LA COMPOSITION DE LA FORTUNE GLOBALE VUE A TRAVERS L'ENSEMBLE DES SUCCESSIONS*




*LA COMPOSITION DE LA FORTUNE GLOBALE DES TOULOUSAINS DONT NOUS CONNAISSONS LA PROFESSION OU LA QUALITE.*



ture de ces chiffres, l'importance des biens que les Toulousains possèdent à la campagne, puisque ces biens ruraux représentent près de la moitié de leur fortune globale.

Ces types d'investissements au moment du décès semblent correspondre à la réalité. En effet, si nous éliminons tous les Toulousains dont nous ignorons la profession ou la qualité et si nous nous en tenons aux dates strictes des déclarations, correspondant à celles des contrats de mariage, c'est-à-dire de février 1791 au début de l'an VIII, nous obtenons une fortune globale bien inférieure, puisqu'elle est seulement de 37 912 918 F ; malgré cette différence, les principaux types d'investissements se ventilent à peu près de la même manière : 18 581 184 F de biens ruraux (48,65 %), 7 186 499 F d'immeubles bâtis à Toulouse (18,91 %), 6 555 253 F d'effets mobiliers (17,56 %), 4 376 727 F de rentes (11,81 %) (dont 1 938 503 F de rentes sur les particuliers, 1 487 731 F de rentes sur l'Etat ou les collectivités publiques, 950 493 F de rentes de nature indéterminée) et 1 213 255 F d'actions (3,07 %).

Nous pouvons donc en conclure que plus des 2/3 de la fortune globale toulousaine est immobilière ; que près de la moitié est placée à la campagne, près de 18 % dans des immeubles bâtis à Toulouse, ainsi que dans les effets, 10 à 11 % dans les rentes et 2 à 3 % dans les actions.

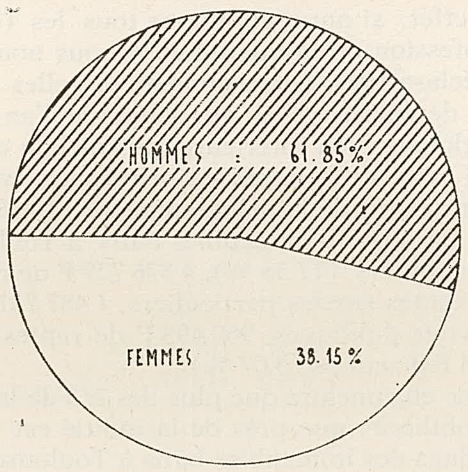
b) *L'inégalité des sexes.*

Ces 1 937 successions se répartissent entre 1 198 hommes (61,85 %) et 739 femmes (38,15 %), ce qui nous permet d'affirmer, non pas que la mortalité masculine est supérieure à la mortalité féminine (encore peut-on remarquer qu'il y a 247 veuves pour 47 veufs), mais que les fortunes masculines sont plus nombreuses que les fortunes féminines et par conséquent leur sont supérieures. D'ailleurs la fortune moyenne masculine est de 36 225 F, alors que la fortune moyenne féminine est seulement de 19 598 F.

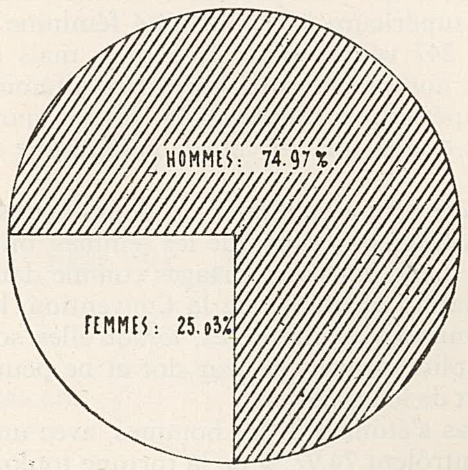
Une telle différence peut s'expliquer de deux façons : d'une part, la plupart des hommes, beaucoup plus que les femmes, ont une activité rémunératrice ; d'autre part, dans les partages comme dans les testaments antérieurs à la législation égalitaire de la Convention, les hommes sont avantagés sur les femmes. Ces dernières, lorsqu'elles sont mariées, doivent se contenter le plus souvent de leur dot et ne peuvent prétendre à rien de plus, à la mort de leurs parents.

Aussi ne faut-il pas s'étonner si les hommes, avec une fortune globale de 43 409 917 F, contrôlent 74,97 % de la fortune toulousaine, alors que les femmes, qui possèdent 14 483 227 F, en contrôlent seulement 25,03 %. En revanche, la ventilation des différents capitaux varie peu avec les sexes ; les hommes possèdent 68,56 % de biens fonciers et les femmes 67,73 %. Ce pourcentage est identique pour les rentes (9,94 % et 9,99 %). La seule différence est que les hommes possèdent 20,47 % d'immeubles

L'INEGALITE DES SEXES AU MOMENT DU DECES




REPARTITION NUMERIQUE DES HOMMES ET DES FEMMES AYANT LAISSE UNE SUCCESSION QUI A FAIT L'OBJET D'UNE DECLARATION.




REPARTITION DE LA FORTUNE GLOBALE ENTRE LES SEXES.



bâtis à Toulouse et les femmes 16,02 % ; en revanche, les femmes possèdent davantage de biens ruraux (51,71 %) et d'effets mobiliers (21,86 %) que les hommes (48,09 % et 18,55 %). En tout cas, la société toulousaine sous la Révolution reste une société patriarcale, puisque les hommes possèdent à eux seuls près des 3/4 de la fortune globale.

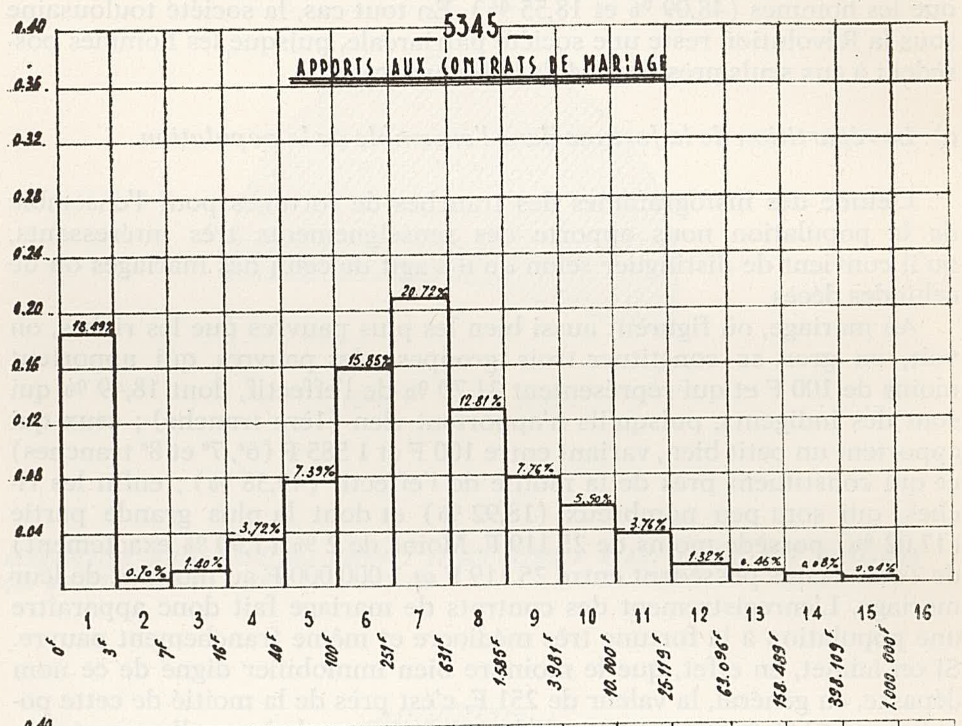
c) *La répartition de la fortune dans l'ensemble de la population.*

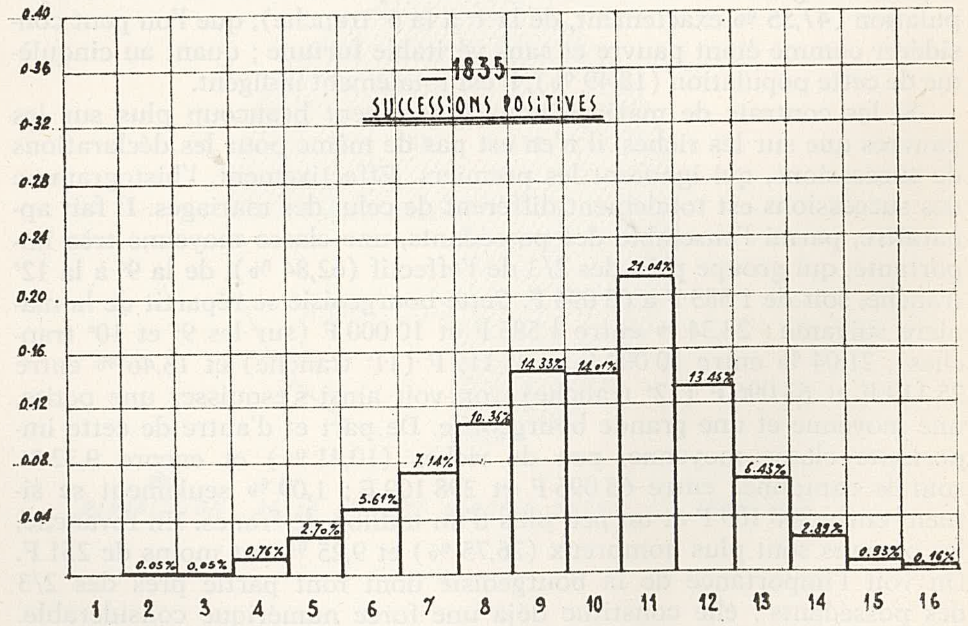
L'étude des histogrammes des tranches de fortunes pour l'ensemble de la population nous apporte des renseignements très intéressants, qu'il convient de distinguer selon qu'il s'agit de celui des mariages ou de celui des décès.

Au mariage, où figurent aussi bien les plus pauvres que les riches, on voit, en gros, se constituer trois groupes : les pauvres, qui apportent moins de 100 F et qui représentent 31,70 % de l'effectif, dont 18,49 % qui sont des indigents, puisqu'ils n'apportent rien (1ère tranche) ; ceux qui apportent un petit bien, variant entre 100 F et 1 585 F (6$^e$, 7$^e$ et 8$^e$ tranches) et qui constituent près de la moitié de l'effectif (49,38 %) ; enfin les riches, qui sont peu nombreux (18,92 %) et dont la plus grande partie (17,02 %) possède moins de 25 119 F. Moins de 2 % (1,90 % exactement) de Toulousains possèdent entre 25 119 F et 1 000 000 F au moment de leur mariage. L'enregistrement des contrats de mariage fait donc apparaître une population à la fortune très médiocre et même franchement pauvre. Si on admet, en effet, que le moindre bien immobilier digne de ce nom dépasse, en général, la valeur de 251 F, c'est près de la moitié de cette population (47,55 % exactement, de la 1$^e$ à la 6$^e$ tranche), que l'on peut considérer comme étant pauvre et sans véritable fortune ; quant au cinquième de cette population (18,49 %), il est totalement indigent.

Si les contrats de mariage nous renseignent beaucoup plus sur les pauvres que sur les riches, il n'en est pas de même pour les déclarations de successions, qui ignorent les premiers. Effectivement, l'histogramme des successions est totalement différent de celui des mariages. Il fait apparaître, parmi l'ensemble des possédants, une classe moyenne très importante, qui groupe près des 2/3 de l'effectif (62,84 %), de la 9$^e$ à la 12$^e$ tranche, soit de 1 585 F à 63 096 F. Cette bourgeoisie se répartit de la manière suivante : 28,34 % entre 1 585 F et 10 000 F (sur les 9$^e$ et 10$^e$ tranches), 21,04 % entre 10 000 F et 25 119 F (11$^e$ tranche) et 13,46 % entre 25 119 F et 63 096 F (12$^e$ tranche) ; on voit ainsi s'esquisser une petite, une moyenne et une grande bourgeoisie. De part et d'autre de cette importante classe moyenne, peu de riches (10,41 %) et encore 9,32 % sont-ils cantonnés entre 63 096 F et 398 109 F ; 1,09 % seulement se situent entre 398 109 F et un peu plus d'un million de francs. En revanche, les pauvres sont plus nombreux (26,75 %) et 9,25 % ont moins de 251 F. On voit l'importance de la bourgeoisie dont font partie près des 2/3 des possédants ; elle constitue déjà une force numérique considérable.

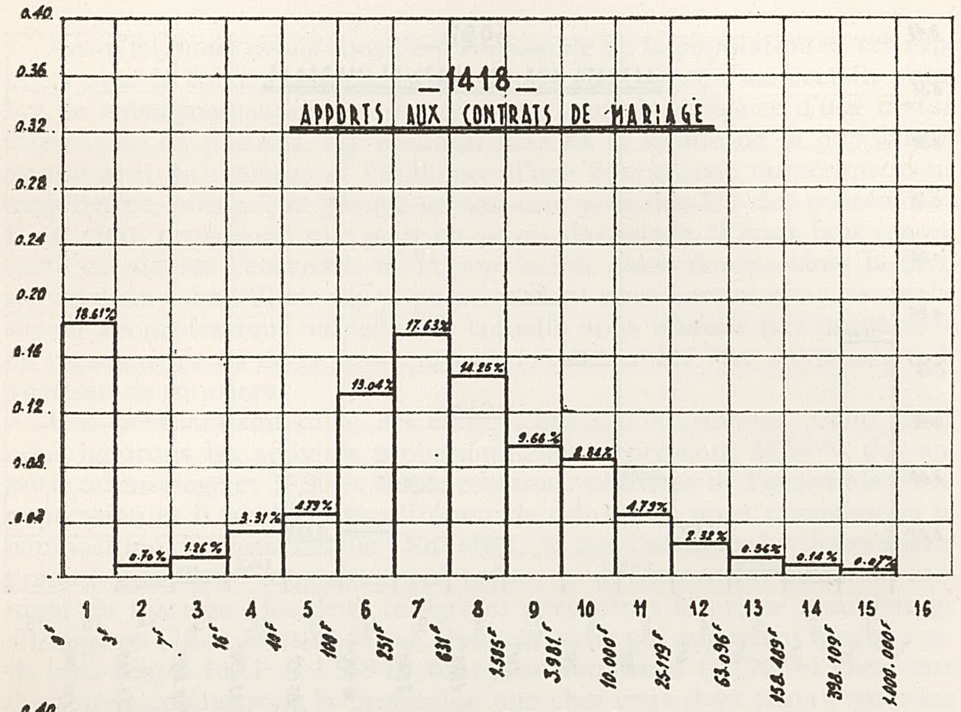
## L'ENSEMBLE DE LA POPULATION

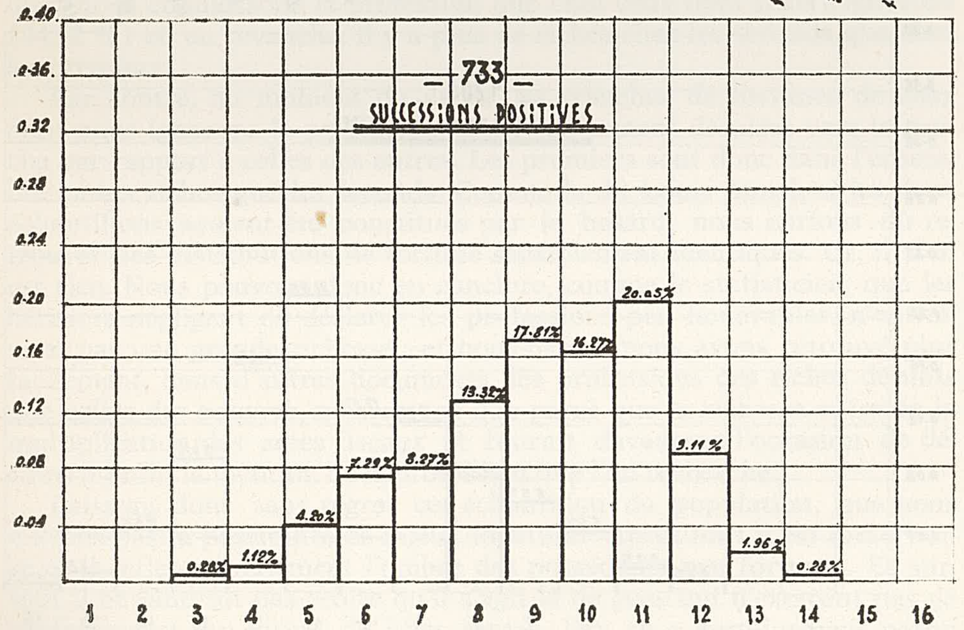


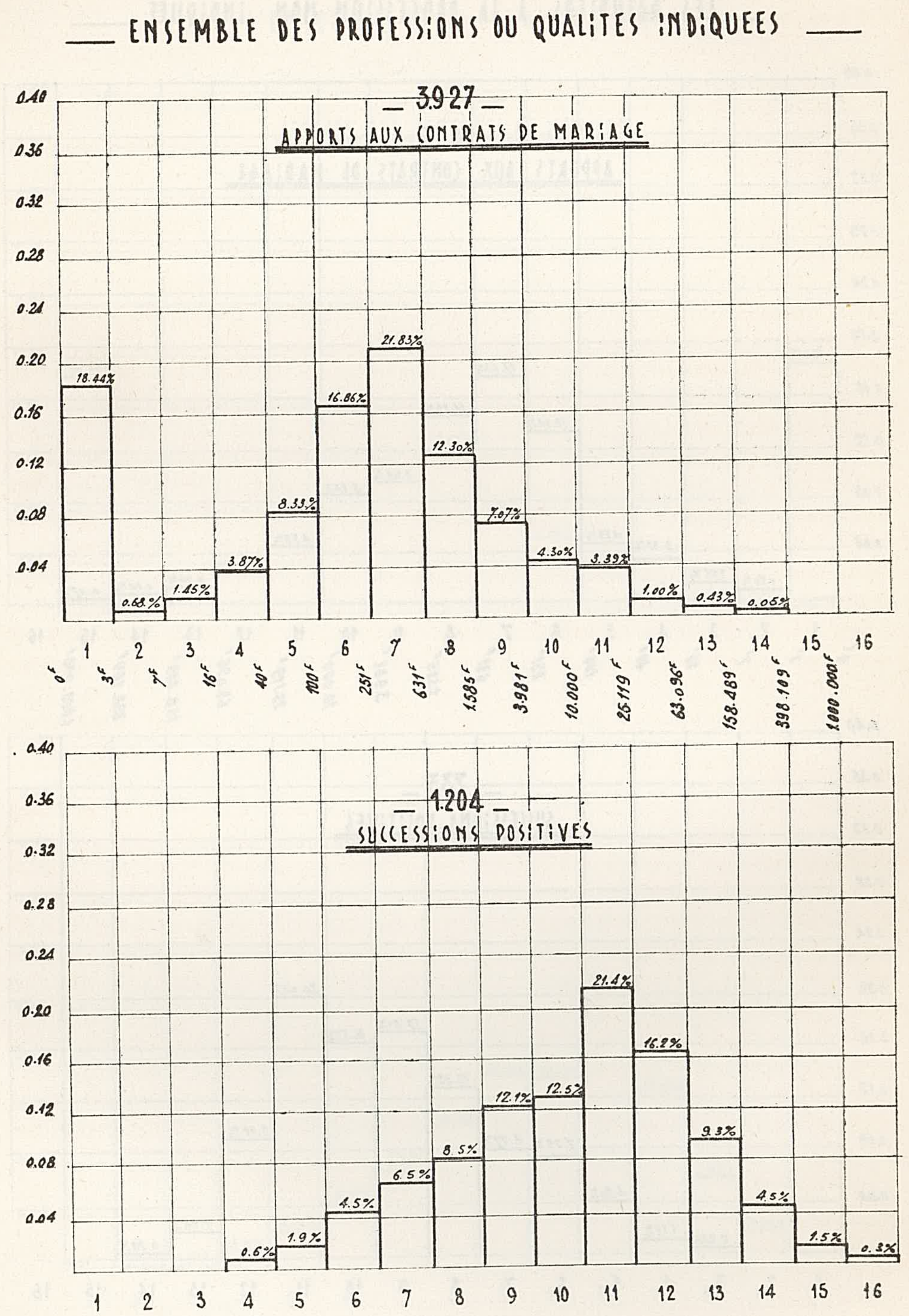






## LES ROTURIERS A LA PROFESSION NON INDIQUEE








2°) **Les deux échantillons en présence.**

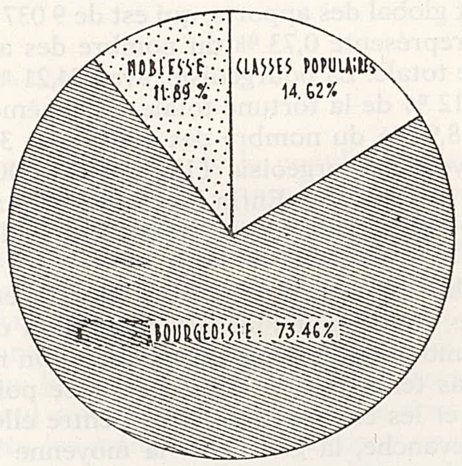
Jusqu'ici, nous avons considéré l'ensemble de la population et ses rapports avec la fortune globale. Nous avons déjà obtenu un certain nombre de renseignements intéressants, notamment la présence d'une masse importante de pauvres, représentant près de la moitié de la population au moment du mariage et l'existence d'une bourgeoisie numériquement majoritaire, puisqu'elle groupe en son sein près des 2/3 des possédants. Il est clair, cependant, que pour en savoir davantage, il nous faut renoncer à considérer l'ensemble de la population. Nous devons alors la diviser en deux échantillons : la population dont nous connaissons les qualités ou les professions, et celle sur laquelle nous n'avons pas pu obtenir de renseignements de ce genre et qui nous a semblé être composée uniquement de roturiers.

Une comparaison entre ces deux échantillons s'impose. Celui, dont nous ignorons les activités professionnelles, représente 26,50 % des apports au mariage et 39,90 % des successions positives de l'ensemble de la population et il semble très différent de celui dont nous connaissons la composition professionnelle. En effet, si nous comparons leurs histogrammes, nous ne constatons pas certes de différence profonde au moment du mariage ; les deux catégories présentent le même pourcentage d'indigents (18,61 % et 18,44 %). Bien sûr, ceux qui apportent quelque petit bien (entre 100 F et 1 585 F) sont plus nombreux (50,99 %) chez ceux dont nous connaissons la profession que chez ceux dont nous l'ignorons (44,92 %) et, en revanche, il y a plus de riches chez les seconds que chez les premiers.

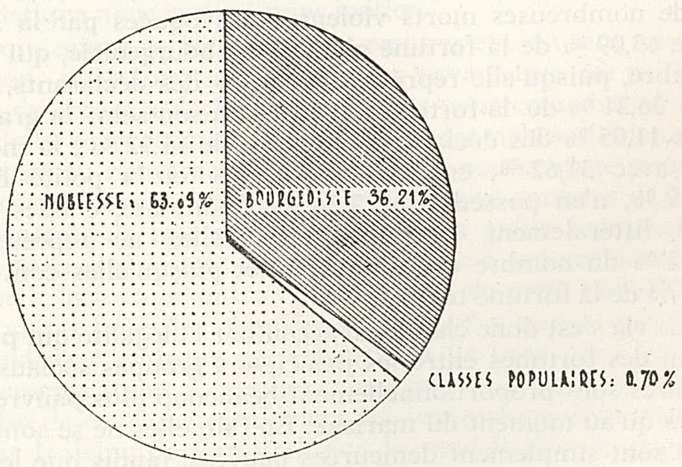
Par contre, au moment du décès, les tranches de fortunes de ceux dont nous ignorons la profession sont franchement décalées vers la gauche par rapport à celles des autres. Les premiers sont donc dans l'ensemble moins riches que les seconds. Comme le dit Louis Amiel, si les deux échantillons avaient été constitués par le hasard, nous aurions dû retrouver des distributions de fortune sensiblement identiques. Or, il n'en est rien. Nous pouvons donc en conclure, comme le statisticien, que les héritiers négligent de déclarer les professions peu honorables, n'entraînant pas une grande richesse ; et nous-même, nous avons retrouvé plus facilement, dans d'autres documents, les professions des riches défunts que celles des pauvres, ne serait-ce que parce que la richesse entraîne la multiplication des actes fiscaux et fournit davantage l'occasion de découvrir enfin la mention de la profession que l'on recherche.

Laissons donc sans regret cet échantillon de population, que nous n'avons pas la possibilité de mieux identifier. Après tout il est minoritaire et il reflète simplement l'ombre des possédants peu fortunés. Et surtout il ne faudrait pas croire qu'il s'agit là de gens qui n'exercent pas de profession et qui vivent de leurs rentes. Il y en a certainement parmi

## L'INEGALITE SOCIALE AU MOMENT DU DECES



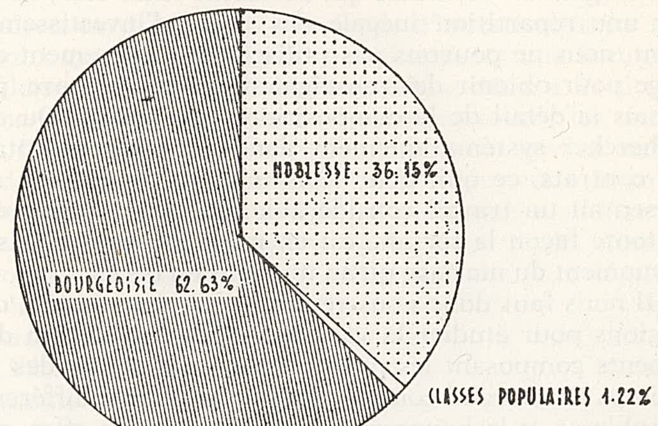

REPARTITION NUMERIQUE DES GROUPES SOCIAUX DECLARANT UNE SUCCESSION POSITIVE



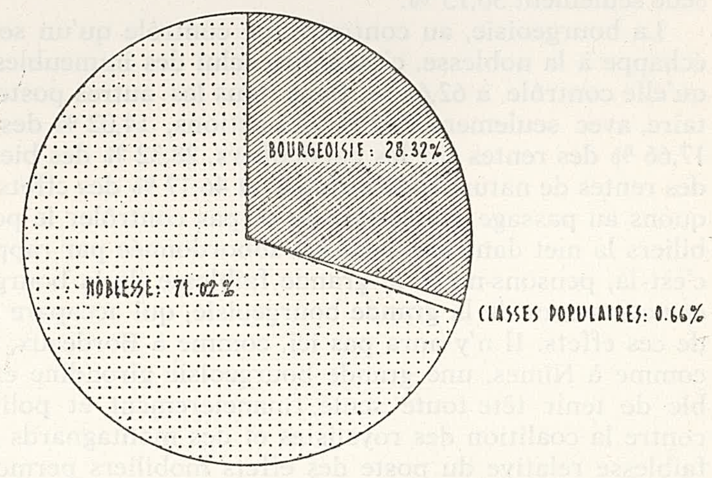

REPARTITION DE LA FORTUNE GLOBALE ENTRE CES GROUPES SOCIAUX



## LES GROUPES SOCIAUX ET LE PARTAGE DU CAPITAL IMMOBILIER AU MOMENT DU DECES




REPARTITION DE LA VALEUR DES IMMEUBLES BATIS A TOULOUSE ENTRE LES GROUPES SOCIAUX




REPARTITION DE LA VALEUR DES BIENS RURAUX, ENTRE LES GROUPES SOCIAUX

b) *L'inégalité sociale des types d'investissements.*

Les groupes sociaux ne se distinguent pas seulement par la répartition inégale des richesses qui s'effectue entre eux ; ils se définissent aussi par une répartition inégale des types d'investissements. Malheureusement, nous ne pouvons pas utiliser l'enregistrement des contrats de mariage pour obtenir des renseignements de ce genre, puisqu'il ne fournit jamais le détail de la composition des apports. Ou alors il aurait fallu rechercher systématiquement dans les archives notariales le détail de ces contrats, ce qui, pour l'ensemble de la période révolutionnaire, représentait un travail considérable, qui n'aurait pas été payant, puisque de toute façon la fortune est en moyenne quatre fois moins importante au moment du mariage qu'au moment du décès.

Il nous faut donc nous reporter uniquement aux déclarations de successions pour étudier la variation de la répartition des types d'investissements composant les patrimoines, en fonction des principaux groupes sociaux. On se rend compte alors de la grande différence qui existe entre la noblesse et la bourgeoisie. La première, en effet, possède la majorité de la valeur de tous les postes, sauf un ; elle contrôle, par ordre croissant, 53,41 % de la valeur des effets mobiliers, 68,75 % de la valeur des rentes de nature indéterminée, 71,02 % de la valeur des biens ruraux, 81,23 % de la valeur des rentes sur les particuliers, 85,78 % des rentes sur l'Etat ou les collectivités publiques et 92,08 % des actions. En revanche, un poste lui échappe, celui des immeubles bâtis à Toulouse, dont elle possède seulement 36,15 %.

La bourgeoisie, au contraire, ne contrôle qu'un seul poste, celui qui échappe à la noblesse, c'est-à-dire celui des immeubles bâtis à Toulouse, qu'elle contrôle à 62,63 %. Dans tous les autres postes, elle est minoritaire, avec seulement 7,92 % des actions, 14,02 % des rentes sur l'Etat, 17,66 % des rentes sur les particuliers, 28,32 % des biens ruraux, 30,85 % des rentes de nature indéterminée et 46,17 % des effets mobiliers. Remarquons au passage que le fait de ne pas contrôler le poste des effets mobiliers la met dans une position subordonnée par rapport à la noblesse ; c'est là, pensons-nous, la grande faiblesse de la bourgeoisie toulousaine et notamment de la grande bourgeoisie, qui accapare seulement 21,72 % de ces effets. Il n'y aura pas ici, comme à Bordeaux, comme à Lyon ou comme à Nîmes, une grande bourgeoisie girondine et fédéraliste, capable de tenir tête toute seule, financièrement et politiquement parlant, contre la coalition des royalistes et des montagnards ; et peut-être cette faiblesse relative du poste des effets mobiliers permet-elle de comprendre qu'en 1793 Toulouse soit passée à la Montagne et, en évitant l'insurrection de toute la France du Midi contre Paris, ait ainsi indirectement sauvé la Révolution.

Quant aux classes populaires, ne ramassant que les miettes, elles témoignent d'une pauvreté qui confine à la misère, en ne possédant aucune action et en contrôlant seulement 0,20 % des rentes sur l'Etat, 0,40 % des rentes de nature indéterminée, 0,42 % des effets mobiliers, 0,66 % des biens ruraux, 1,11 % des rentes sur les particuliers et 1,22 % des immeubles bâtis à Toulouse.



Ainsi la comparaison entre les différents types d'investissements réalisés par les principaux groupes sociaux permet d'opposer une bourgeoisie, qui possède seulement la majorité des immeubles bâtis à Toulouse, ce qui est peu, à une noblesse qui contrôle largement toutes les autres formes de capitaux. De ce point de vue, Toulouse semble être en retard sur les autres grandes villes de France, puisque la bourgeoisie contrôle peu de richesses et se trouve ainsi à la remorque de la noblesse. Une telle situation, en relation vraisemblablement avec les deux siècles d'atonie que l'économie toulousaine a connus depuis l'effondrement du commerce du pastel, explique le faible rôle joué dans la Révolution par la grande bourgeoisie de Toulouse. Seule la petite bourgeoisie, qui est trop pauvre pour rester fidèle à l'Ancien Régime, réussira, en s'appuyant sur les classes populaires indigentes, à maintenir longtemps, pendant presque tout le Directoire, cet esprit jacobin, qui, ailleurs, avait déjà disparu. La répartition sociale de la fortune des Toulousains explique en partie leur attitude politique sous la Révolution.