

PATRICE ESPINGUET

MICHEL TERRAZA

## **Étude des modifications structurelles de la répartition par taille des exploitations viticoles. Le cas du Languedoc-Roussillon**

*Journal de la société statistique de Paris*, tome 123, n° 3 (1982), p. 185-206

[http://www.numdam.org/item?id=JSFS\\_1982\\_\\_123\\_3\\_185\\_0](http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1982__123_3_185_0)

© Société de statistique de Paris, 1982, 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 ARTICLE

### ÉTUDE DES MODIFICATIONS STRUCTURELLES DE LA RÉPARTITION PAR TAILLE DES EXPLOITATIONS VITICOLES

#### Le cas du Languedoc-Roussillon

Patrice ESPINGUET, Michel TERRAZA

Laboratoire d'économétrie, UER Sciences économiques,  
Université de Montpellier I

*Avec la publication récente du Recensement général de l'agriculture il devient possible d'analyser les modifications structurelles des répartitions par taille des exploitations viticoles de la région du Languedoc-Roussillon. Les deux supports méthodologiques complémentaires de l'étude, le calcul de coefficients de concentration et l'ajustement des lois de probabilité par les méthodes d'optimisation de ROSENBROCK et de POWELL, mettent en évidence les spécificités départementales associées aux modifications, au cours du temps, des distributions. Sous l'hypothèse d'un environnement « inerte », nous proposons les principales caractéristiques des répartitions pour 1985.*

*The recent publication of the General Census of Agriculture allows the analysis of the structural changes in size distributions of vine-growing farming in Languedoc-Roussillon. The two methodological methods used in this paper, the assessment of the coefficients of concentration and the fitting of probability laws by ROSENBROCK and POWELL optimization methods, show departmental discrepancies linked with time variations of distributions. With the hypothesis of an "inactive" background, are proposed the main characteristics of the distributions for 1985.*

*Die neueste Veröffentlichung der letzten Zählung der Landwirtschaft gestatteten eine Analyse der strukturellen Veränderungen hinsichtlich der Grösse der Weingüter in der Gegend des Languedoc-Roussillon. Die beiden methodologischen und komplementären Basen dieser Studie : die Berechnung der Koeffizienten der Konzentration und die Anpassung an die Gesetze der Wahrscheinlichkeit durch die Methode der Optimalisation von ROSENBROCK und POWELL lassen klar erkennen die Spezifitäten nach Departement der Verteilung im Lauf der Zeit. Unter der Hypothese einer „unbeweglichen“ Umwelt beschreiben wir die hauptsächlichsten Charakteristika der Verteilung für das Jahr 1985.*

Entre 1955 et 1980 le nombre d'exploitations viticoles du Languedoc Roussillon a diminué de 98,6 % alors que de façon concomitante, la superficie totale cultivée en vigne n'a régressé que de 8,8 %. Il existe donc un transfert important de surfaces entre exploitations, modifiant au cours du temps la distribution par taille des exploitations viticoles.

La globalité de ce phénomène recouvre des spécificités propres à chacun des départements qui composent la région (1) :

Départements	Variation des superficies %	Variation du nombre d'exploitations %
Aude	- 1,14	- 76,6
Gard	+ 1	- 91,9
Hérault	- 16	- 117,0
Pyrénées-Orientales	- 15	- 81,5

L'objet de notre étude est d'appréhender les modifications structurelles engendrées au cours du temps par l'écart entre l'évolution des superficies et celle du nombre d'exploitations des départements concernés. Les sources statistiques utilisées sont les recensements généraux de l'agriculture de 1955, 1970 et 1980; l'enquête de structure de 1963; et l'échantillon permanent d'exploitations agricoles de 1975 (2).

Les coefficients de concentrations et l'ajustement des lois de probabilités, associés à chacune des distributions, constituent les supports méthodologiques des deux parties de cet article (3).

## I — LA CONCENTRATION DES EXPLOITATIONS VITICOLES EN LANGUEDOC-ROUSSILLON

Les coefficients de concentration ont été, à l'origine, construits pour mesurer l'inégalité des revenus. Plus précisément les auteurs souhaitent synthétiser par une valeur la forme des distributions afin de pouvoir comparer au cours du temps les modifications engendrées par le phénomène d'inégalité. Dans cette optique, la concentration a donc pour objet de saisir les déformations des distributions se traduisant par un regroupement dans une ou plusieurs classes.

Sur le plan statistique, le calcul de ce type de coefficient peut être appliqué à toute répartition d'individus groupés en classes et en particulier aux distributions d'exploitations viticoles.

### a) *Aspects méthodologiques de la mesure de la concentration.*

Les études relatives à la mesure de la concentration font apparaître des caractéristiques communes aux différents indicateurs. Pour CHAMPERNOWNE [5], l'indice devrait réunir les propriétés suivantes :

- 1 — Sa forme théorique doit se prêter aux calculs statistiques.
- 2 — Quelle que soit la place d'un individu dans la distribution, celui-ci ne possède pas une importance spécifique pour le calcul.
- 3 — Il ne varie pas si l'accroissement du nombre d'individus ne modifie pas la forme du polygone des fréquences.

(1) La Lozère dont l'activité est essentiellement tournée vers l'élevage est exclue du champ de l'étude.

(2) Pour les besoins de l'étude, certaines classes des distributions ont été regroupées.

(3) Les calculs ont été effectués sur le « Micro-ordinateur ALCYANE » du laboratoire d'économétrie.

4 — Il reste constant lorsqu'on accroît proportionnellement les valeurs de la variable regroupée en classes.

5 — Sa valeur se modifie lorsque, pour un effectif total constant, un transfert inter-classes se produit (effet PIGOU-DALTON).

6 — Son domaine de définition est l'intervalle [0, 1]. Dans notre étude, il prend la valeur 0 lorsque l'ensemble des exploitations a la même superficie (répartition « homogène »); il prend la valeur 1 si une exploitation occupe toutes les superficies de l'entité géographique considérée (répartition « individuelle »).

7 — Il doit révéler une spécificité de la distribution.

Les coefficients de concentration usuels ne vérifient que certaines de ces caractéristiques. Pour cette raison, nous avons sélectionné une panoplie d'indicateurs susceptibles de rendre compte au mieux de ces propriétés (4).

\* Le coefficient de GINI [8, 9, 14, 21]

Reprenant les travaux de LORENZ sur l'inégalité des revenus, GINI propose un indicateur de concentration. Il le définit comme le rapport de la surface délimitée par la courbe de LORENZ et la première bissectrice, sur la surface du triangle rectangle associé. Cette approximation est calculée au moyen de l'intégrale :

$$\Delta = 2 \int_{D(x)} F(x) (1 - F(x)) dx$$

et l'indice de GINI s'écrit alors :

$$G^* = \frac{\Delta}{2 \bar{X}} \text{ avec } 0 \leq G \leq 1$$

Le coefficient empirique a pour expression :

$$G = \frac{1}{2 \bar{X}} \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^s f_i \times f_j |x_i - x_j|$$

L'interprétation des bornes du coefficient est conforme à la sixième propriété de CHAMPERNOWNE.

L'indice de GINI mesure le phénomène de concentration dans sa globalité et ne fait référence qu'implicitement aux caractéristiques statistiques de la distribution.

\* carré du coefficient de variation [4, 21]

Le carré du coefficient de variation s'écrit :

$$CCV = \frac{V(X)}{\bar{X}^2} = \frac{\sum_{i=1}^s n_i x_i^2}{N \bar{X}^2} - 1$$

Dans le cas où la distribution tend vers la répartition « individuelle » alors :

$$\sum_{i=1}^s n_i x_i^2 = \left( \sum_{i=1}^s n_i x_i \right)^2$$

et  $CCV = N - 1$

Lorsque tous les individus détiennent la même superficie (répartition « homogène ») :

$$N \sum_{i=1}^s n_i x_i^2 = \left( \sum_{i=1}^s n_i x_i \right)^2$$

et  $CCV = 0$

(4) Pour la suite de l'exposé, nous avons adopté les conventions suivantes :

s est le nombre de classes, X la variable de distribution,  $x_i$  le centre de classe,  $n_i$  et  $f_i$  les effectifs et les fréquences relatives de la classe i, N l'effectif total, F(x) la fonction cumulative. Les caractéristiques de la distribution, moyenne et variance,  $\bar{X}$ , V(X).

Les répartitions « homogènes » et « individuelles » sont équivalentes dans le cas où il n'existe plus qu'un individu.

\* Indice de HERFINDAHL-HIRSCHMAN [21]

Il est fonction du carré du coefficient de variation et prend la forme :

$$HER = \frac{1}{N} (1 + CCV) = \frac{\sum_{i=1}^s n_i x_i^2}{\left(\sum_{i=1}^s n_i x_i\right)^2}$$

Pour des raisons identiques aux précédentes  $HER = 1$  dans le cas d'une distribution « individuelle » et  $\frac{1}{N}$  lorsqu'elle est « homogène » (5).

\* Indice de NIEHANS [21]

Il est défini par :

$$NIE = \bar{X} [1 + CCV] = \frac{\sum_{i=1}^s n_i x_i^2}{\sum_{i=1}^s n_i x_i}$$

Pour une distribution quasi « individuelle »  $NIE = x_i$  et pour une répartition « homogène » le minimum de l'indice est égal à la moyenne  $\bar{X}$  de la variable.

Cet ensemble d'indices ne satisfaisant pas toutes les propriétés énoncées par CHAMPERNOWNE, nous envisageons les indicateurs suivants, construits en raison de leur spécificité vis-à-vis de certaines de ces propriétés.

\* Variance des logarithmes [8, 18]

La moyenne géométrique (notée  $\bar{g}$ ) est la référence pour le calcul de cet indice. Nous le notons :

$$VAL = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^s n_i (\log x_i - \bar{g})^2$$

Si la distribution est nettement favorable à un individu, l'indice est influencé par la valeur de la variable détenue par cet individu. Dans le cas d'une distribution « homogène »  $VAL = 0$ . Cet indicateur ne vérifie pas l'effet PIGOU-DALTON.

\* Indice de CHAMPERNOWNE [5]

Il est défini par :

$$CHA = 1 - \frac{\bar{g}}{\bar{x}}$$

Les minimum et maximum de cet indicateur sont bien 0 et 1. (Dans le cas d'une distribution « homogène »  $\bar{g} = \bar{x}$ ).

\* Indice d'ATKINSON [2, 5, 18]

L'auteur généralise l'indicateur de CHAMPERNOWNE selon la formule :

$$ATK = 1 - \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^s n_i \left( \frac{x_i}{\bar{x}} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

qui peut être mise sous la forme :

$$ATK = 1 - \frac{M_{1-\varepsilon}}{M_1}$$

(5) En effet  $N \sum_{i=1}^s n_i x_i^2 = \left( \sum_{i=1}^s n_i x_i \right)^2$  dans ce cas.

où  $M_{1-\varepsilon}$  est la moyenne d'ordre  $1-\varepsilon$  (6).

Dans le cas où  $\varepsilon = 1$  alors  $ATK = CHA$

Le paramètre  $\varepsilon$  se déduit de l'égalité :

$$\frac{1}{k} = 2^\varepsilon \text{ soit } \varepsilon = -\log_2 k$$

où  $k$  représente dans notre étude la part d'un hectare subissant un transfert de classe, l'autre part devenant superficie non viticole (7). A un niveau plus général ce coefficient exprime la proportion de superficies qui changent de propriétaires sans subir de modifications dans leur affectation culturale.

L'indice  $ATK$  est nul lorsque  $\varepsilon = 0$  et augmente avec  $\varepsilon$ .

\* Indice de THEIL [10, 20]

La perte d'information inhérente au regroupement en classe de la distribution nous permet d'envisager l'indicateur de THEIL basé sur la notion d'entropie. Ce dernier prend la forme :

$$ENT = \log N - H(P) \quad \text{où } H(P) = -\sum_{i=1}^s P_i \log P_i \quad \text{est la perte d'information}$$

et 
$$P_i = \frac{n_i \cdot x_i}{\sum_{i=1}^s n_i x_i}$$

est l'importance du caractère de la classe  $i$ .

La répartition des exploitations intra-classe étant inconnue, elle est de ce fait considérée comme homogène. L'indice s'écrit alors :

$$ENT = \log N + \sum_{i=1}^s P_i \log \frac{P_i}{n_i} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^s n_i \left( \frac{x_i}{\bar{X}} \log \frac{x_i}{\bar{X}} \right)$$

Cet indicateur tend vers  $\log N$  lorsque le regroupement des propriétés viticoles approche la distribution « individuelle ». Il est nul si la répartition est « homogène » puisque dans ce cas le centre de classe de la variable qui correspond à l'ensemble des individus est égal à la moyenne de la distribution ( $x_i = \bar{X}$ ).

\* Indice « T » [21, 22]

Les indicateurs envisagés jusqu'à présent perdent une partie de leur pouvoir descriptif pour certaines formes atypiques de distributions. L'indice « T », essai non empirique de calcul de la concentration, mesure la densité de points répartis sur un segment.

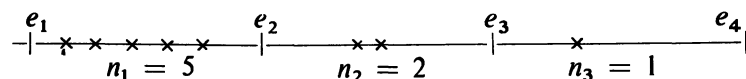
Considérons par exemple la distribution :

Classes	Effectifs
e1 - e2	n1
e2 - e3	n2
e3 - e4	n3

(6) Rappelons que la moyenne d'ordre  $r$  s'écrit : 
$$M_r = \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^s n_i x_i^r \right]^{1/r}$$

(7) Comme  $k$  représente un pourcentage, alors  $\log_2 k$  est un nombre négatif et  $\varepsilon$  est toujours positif.

L'intervalle  $]e_1, e_2]$  comprend  $n_1$  individus pouvant se répartir sur le segment de façon équidistante (répartition homogène dans chaque classe). La distribution aura alors la représentation suivante :



Le phénomène de concentration est mesuré au moyen d'un algorithme itératif.

— L'amplitude de classe détermine le positionnement des points sur l'intervalle  $[e_1, e_4]$ ; celui-ci est découpé en segments équidistants dont le nombre est égal au total des individus. On comptabilise les  $N_1$  segments vides et les  $M_1$  segments possédant au moins un individu.

— Chaque segment de type  $M_1$  est redécoupé selon la même procédure; les individus conservant leur position de départ. A cette étape il existe  $N_2$  segments vides et  $M_2$  non vides.

On réitère l'opération pour les segments  $M_2$  et l'algorithme se poursuit jusqu'à l'obtention de la précision désirée pour l'indice. Pour « i » itérations, cet indicateur est :

$$T = \frac{N_1}{N} + \frac{N_2}{N^2} + \frac{N_3}{N^3} + \dots + \frac{N_i}{N^i}$$

Il existe donc toujours un individu appartenant à un segment non vide de type  $M_1$ . Alors :  $\forall_i; 0 \leq N_i \leq N - 1$ , la série « T » est convergente et cet indice varie entre 0 et 1. Il tend vers le maximum dans le cas d'une répartition « inégalitaire ». En effet si l'on considère les deux classes suivantes :

$[0 - 0,1]$  fréquence relative 99 %

$[0,1 - 100[$  fréquence relative 1 %

alors l'algorithme de calcul converge pour  $T = 0,99$ . Le minimum de l'indice est  $1/N$ ; il tend vers 0 lorsque N est grand; toutefois il peut prendre des valeurs proches de 0 pour des répartitions où le nombre d'individus est identique pour des classes de même amplitude.

Afin de préciser les valeurs prises par l'indice « T » dans différents cas, nous avons effectué des simulations :

— Dans le cas d'une distribution dont les classes ont le même nombre d'individus, la valeur de « T » est d'autant plus forte que le rapport entre l'amplitude de la plus grande classe et celle de la plus petite est élevé.

— Pour une distribution unimodale composée de classes égales, la valeur de « T » s'accroît avec l'augmentation de la fréquence modale; elle devient maximale si le mode est une des extrémités de la distribution; « T » prend une valeur significativement inférieure à la précédente quand le mode est compris entre les extrêmes et ceci d'autant plus que le rapport (fréquence du mode / fréquence des autres classes) est important.

— Pour une distribution unimodale composée de classes inégales, le déplacement du mode d'une petite classe à une autre n'affecte pas significativement la valeur de l'indice <sup>(8)</sup>.

L'indice « T » est applicable à tous les types de répartition. De plus sa précision peut être améliorée lorsqu'on peut formuler des hypothèses quant à la répartition intra-classe des individus. Ces caractéristiques sont des atouts certains pour la mesure du

<sup>(8)</sup> Si le nombre d'individus s'accroît dans la classe la plus grande, la distribution devient homogène et « T » tend vers 0.

phénomène de concentration. Toutefois l'indice est d'interprétation délicate essentiellement parce qu'il mesure une densité de points sur un intervalle et qu'il n'appréhende donc pas de la même façon que les indices précédents le phénomène. Ainsi pour des distributions aussi distinctes que la loi normale centrée réduite et la loi lognormale correspondante (avec des classes égales), l'indice « T » n'est pas sensiblement différent.

b) *Évolution de la concentration des exploitations viticoles de 1955 à 1980*

Les calculs des différents coefficients de concentration que nous venons de présenter sont regroupés, pour chaque département et pour les années 1955, 1963, 1970, 1975 et 1980 dans l'annexe 1. Les deux schémas retenus pour l'indice d'ATKINSON correspondent respectivement à une baisse des effectifs de 7 % ( $\epsilon = 0,1$ ) et de 24 % ( $\epsilon = 0,4$ ). Une telle diminution reflète pour l'ensemble des départements les deux évolutions extrêmes.

La caractéristique commune aux départements est la concentration des exploitations viticoles de 1955 à 1980 liée globalement à la diminution du nombre d'exploitation et à la relative stabilité des superficies.

Notons le comportement spécifique de l'indice « T ». Il diminue de 1955 à 1980 révélant, conformément à nos simulations, qu'une perte du nombre d'individus des petites classes s'accompagne d'un gain pour les classes moyennes ou plus élevées. En outre, les écarts-types d'une majorité de coefficients de concentration, pour les départements, sont plus importants au début qu'en fin de période; ils dénotent une disparité des concentrations inter-départementales.

Nous avons tenté de préciser les particularités de nos unités géographiques au moyen d'une classification ascendante dans laquelle chaque coefficient est représenté par son rang. Par suite nous comptabilisons la fréquence d'apparition du rang pour chaque ligne du tableau de classification. La méthode exclut les indices dont la valeur dépend du nombre total d'individus; il s'agit du carré du coefficient de variation, de l'indice de HERFINDAHL-HIRSCHMAN et de l'indice de NIEHANS. En divisant l'indicateur de THEIL par le logarithme décimal du nombre total d'individus de la distribution <sup>(9)</sup>, il devient un nombre sans dimension et entre ainsi dans la classification.

La comparaison issue du classement par année pour les quatre départements révèle des coefficients de concentration plus faibles pour le Gard et l'Hérault que pour l'Aude et les Pyrénées-Orientales. Le département du Gard a les coefficients les moins importants en 1955 et 1963 et l'Hérault de 1970 à 1980. Pour les deux autres départements, la concentration est plus élevée pour l'Aude en début de période et pour les Pyrénées-Orientales en fin de période.

L'opposition entre ces deux groupes de départements n'apparaît plus lors du classement opéré à partir d'une analyse longitudinale. Les coefficients de concentration des Pyrénées-Orientales et du Gard évoluent de façon monotone sur la période <sup>(10)</sup>. La classification présente une absence de régularité de la concentration pour l'Aude et l'Hérault entre 1955 et 1980.

<sup>(9)</sup> Il s'agit de la valeur maximale que peut prendre cet indice.

<sup>(10)</sup> Ce phénomène ne se vérifie pour le Gard qu'aux recensements généraux de l'agriculture.



Cette analyse a mis en exergue un certain nombre de similitudes dans les variations des coefficients de concentration. Afin d'appréhender ces analogies, nous avons procédé à une nouvelle classification ascendante de chacun des indices pour tous les départements et pour toutes les années <sup>(11)</sup>. Le calcul des différentes corrélations de rang (annexe C), à partir du tableau B, montre en particulier la corrélation généralement négative de l'indice « T » avec les autres indicateurs, confortant ainsi notre présentation théorique. En définitive, ces calculs permettent de circonscrire l'analyse précédente à l'observation de l'évolution des indices « ENT » et « T ». Les valeurs de ces derniers confirment les résultats de la classification en coupe transversale et permettent de préciser ceux de l'analyse longitudinale. On remarque une tendance à la diminution de la concentration des exploitations viticoles de l'Aude <sup>(12)</sup>, et un accroissement depuis 1970 de celle de l'Hérault. Le processus de concentration a été beaucoup plus rapide dans les Pyrénées-Orientales que dans le Gard depuis 1970. Mais il convient de noter que la valeur de l'indice « T » pour le premier département reste la plus élevée en 1980 malgré sa forte diminution les dix dernières années.

Les coefficients de concentration mesurent globalement une modification structurelle des distributions <sup>(13)</sup>. Toutefois les regroupements inter-départementaux issus de la coupe transversale ne représentent qu'un effet statistique. Ainsi pour l'Hérault et les Pyrénées-Orientales, appartenant à deux groupes différents, on constate une même diminution en pourcentage des superficies viticoles, le nombre d'exploitations régressant plus rapidement pour l'Hérault. En outre, il est frappant de noter que des départements à vocations agricoles différentes (Gard, Hérault) peuvent avoir des formes de concentrations comparables.

Si la preuve de la modification des structures des distributions des exploitations viticoles du Languedoc-Roussillon, selon leur superficie, est faite, il reste à la préciser et à mesurer son importance.

## II — ANALYSE PROBABILISTE DES DISTRIBUTIONS

La forme des histogrammes des distributions par taille des exploitations viticoles, corrigés des amplitudes de classes, présente une asymétrie due à l'importance des effectifs des petites classes <sup>(14)</sup>. Il est donc nécessaire de choisir les lois de probabilité qui présentent une asymétrie à gauche.

### a) *Estimation des paramètres des lois de probabilité*

L'utilisation du diagramme comparatif des coefficients d'aplatissement et d'asymétrie de BRUNET et MORET [3] nous a permis de sélectionner les distributions lognormale et béta-incomplète.

---

<sup>(11)</sup> Pour ce type de classement, et à titre d'exemple, nous donnons en annexe B le mode de classification utilisée. La première case du tableau indique que le Gard en 1955 est au deuxième rang dans la classification de l'indice de GINI.

<sup>(12)</sup> En dépit de ce phénomène, l'Aude conserve en 1980 un coefficient de concentration élevé et la valeur de son indice « T » indique que ce département possède le pourcentage d'individus le plus important dans les hautes classes.

<sup>(13)</sup> Ceci explique les valeurs successives prises par les indicateurs liés au coefficient de variation qui n'ont pas été intégrés dans le classement.

Par ailleurs, nous constatons que la moyenne des distributions s'accroît plus rapidement que la variance.

<sup>(14)</sup> Cette particularité est confirmée par le calcul des médianes (annexe D) qui se situent toutes dans une tranche de 1 à 5 hectares.

La superficie X des exploitations est considérée à présent comme une variable aléatoire. Celle-ci obéit à une loi lognormale de paramètre m, σ, et x<sub>0</sub> si [1, 4] :

$$\frac{\text{Log} (e - x_0) - m}{\sigma} \equiv \mathcal{N} (0, 1)$$

où x<sub>0</sub> ∈ [e<sub>1</sub>, e<sub>2</sub>] positif peut être interprété comme un changement d'origine; m et σ sont l'espérance mathématique et l'écart-type de la loi normale et « e » représente la borne supérieure de chaque classe.

La fonction de répartition de la loi lognormale s'écrit :

$$F (e) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_{x_0}^e \frac{1}{e - x_0} \text{EXP} \left[ -\frac{1}{2} \left( \frac{\text{Log} (e - x_0) - m}{\sigma} \right)^2 \right] de$$

L'estimation des paramètres de cette fonction permet de calculer la moyenne de la loi théorique  $\bar{x} = x_0 + \text{EXP} (m + \frac{\sigma^2}{2})$ , ainsi que sa variance

$$V (X) = \text{EXP} (2m + 2\sigma^2) (1 - \text{EXP} (-\sigma^2))$$

La variable aléatoire X suit une loi bêta-incomplète [3] de paramètre p et q strictement positifs, si sa fonction de répartition est de la forme :

$$F (e) = \frac{1}{B (p, q)} \int_0^u u^{p-1} (1 - u)^{q-1} du$$

où :

$$u = (e - x_0)/s$$

x<sub>0</sub> : paramètre de position dont la valeur est inférieure à l'extrémité de la première classe de la distribution

s : paramètre de forme dont la valeur peut être approchée par l'étendue de la distribution.

$B (p, q) = \frac{\Gamma (p) \cdot \Gamma (q)}{\Gamma (p + q)}$ ; l'expression de la loi bêta théorique et.

$\Gamma (p) = \int_0^\infty u^{p-1} \text{EXP} (-u) du$ ; la loi théorique de la fonction Gamma.

La détermination de la moyenne et de la variance théorique de la loi est obtenue au moyen des équations :

$$\bar{x} = x_0 + s \frac{p}{p + q} \quad V (x) = s^2 \frac{pq}{(p + q)^2 (p + q + 1)}$$

Les méthodes usuelles d'estimation des paramètres des lois lognormale et bêta-incomplète utilisent les moments de la distribution ou le maximum de vraisemblance appliqué aux densités de probabilité. Selon le type de loi, ces méthodes font appel à des calculs spécifiques, et la détermination de la dérivée du logarithme de la vraisemblance est d'autant plus délicate que la forme mathématique de la loi devient plus complexe. C'est pourquoi nous recourons dans cette étude aux techniques d'optimisation. Elles présentent l'avantage de s'adapter aux calculs les plus divers <sup>(15)</sup> et permettent d'utiliser dans notre cas la fonction de répartition de la loi de probabilité réduisant par là le problème lié à l'inégalité des amplitudes de classe, créatrice d'instabilités numériques.

La recherche de l'extremum d'une fonction non linéaire avec ou sans contraintes

<sup>(15)</sup> Ces méthodes sont décrites dans [11], [15], [23], [24] par exemple.

sur les variables peut être résolue efficacement au moyen de méthodes d'optimisation. Certaines conviennent plus particulièrement pour rechercher les extremum de fonction quadratiques et il est nécessaire de puiser dans cette dernière catégorie, notre problème étant de minimiser l'expression (critère des moindres carrés) :

$$(1) \sum_{i=1}^s (F^*(e_i) - F(e_i))^2$$

où  $F^*(e_i)$  est la fonction de répartition empirique et  $F(e_i)$  l'une des fonctions théoriques présentée ci-dessus.

La recherche des paramètres de la loi théorique au moyen de techniques directes d'optimisation, élimine le problème lié au calcul parfois complexe voire impossible des dérivées partielles <sup>(16)</sup> de l'expression à minimiser, permet de borner les paramètres à estimer et conserve ainsi le degré de généralité nécessaire à notre méthodologie. Nous proposons de ce fait une estimation des paramètres en deux étapes, chacune utilisant respectivement les algorithmes de ROSENBROCK [16] et de POWELL [13].

Le premier qui généralise et perfectionne l'approche de l'optimum par dichotomie permet une préestimation des paramètres <sup>(17)</sup>. Toutefois le nombre d'itérations nécessaire à cette première convergence, est souvent élevé justifiant sur les résultats de la première étape une recherche de l'optimum au moyen de l'algorithme de POWELL <sup>(18)</sup>. Dans ces conditions, celui-ci converge rapidement grâce à une méthode modifiée des directions conjuguées.

La minimisation de l'expression (I) est le critère de choix entre la loi lognormale et la loi bêta-incomplète. Nous avons ainsi retenu la loi lognormale pour les départements de l'Aude, de l'Hérault et des Pyrénées-Orientales, et la loi bêta-incomplète pour le Gard (annexe E). En ce qui concerne le Languedoc-Roussillon le choix a porté sur la loi lognormale pour 1955 et 1975 et sur la bêta-incomplète pour les autres années <sup>(19)</sup>. Hormis le cas particulier du département des Pyrénées-Orientales pour lequel on constate un très bon ajustement tout au long de la période, les résidus les plus faibles se trouvent de façon générale aux années des recensements généraux de l'Agriculture.

Cependant le carré des résidus a tendance à augmenter entre 1955 et 1980; il reste encore acceptable comme le montrent les exemples des tableaux des pages suivantes, où nous avons porté les distributions de l'Aude et du Gard en 1955 (il s'agit de l'ajustement de deux lois pour lesquelles l'expression (I) est faible), et du Gard en 1980.

L'erreur commise dans les deux premiers exemples est comprise entre 4 et 5 % du total des individus; elle est plus importante (tout en restant acceptable) dans le troisième cas en raison essentiellement d'un accroissement des résidus en queue de distribution. Ces remarques restent valables pour les autres ajustements à l'exception du département des Pyrénées-Orientales pour lequel l'erreur globale est voisine de 9 % de 1955 à 1980. La

<sup>(16)</sup> ou de leur approximation numérique au moyen de la définition de la dérivée en un point, par l'ordinateur.

<sup>(17)</sup> Pour une utilisation de cet algorithme cf. [19] par exemple.

<sup>(18)</sup> Le recours à la deuxième étape est également justifié pour les raisons suivantes :

- les temps de calcul sur micro-ordinateur sont fonction croissante de la complexité du modèle utilisé.
- une préestimation des paramètres corrige les défauts de l'algorithme de POWELL, qui converge lentement lorsqu'on est trop éloigné de l'optimum.
- l'algorithme de POWELL ayant convergé dans ces conditions, les résultats ne sont plus modifiés par l'application de la méthode de ROSENBROCK.

<sup>(19)</sup> Notons cependant la différence peu significative entre les carrés des résidus des deux lois. En 1970, par exemple, la valeur obtenue par la loi lognormale est 0,00163 (à comparer avec le 0,00114 de la loi bêta-incomplète de l'annexe E).

dégradation de la qualité des ajustements n'est pas de nature à remettre en cause le choix des lois mais confirme l'existence de modifications structurelles.

Classes	AUDE 1955				GARD 1955			
	Observés (%)	Calculés (%)	Résidus (%)	Résidus (individus)	Observés (%)	Calculés (%)	Résidus (%)	Résidus (individus)
0-0,2	3,59	3,69	-0,1	30	5,2	5,45	-0,25	66
0,2-0,5	16,62	16,57	0,05	15	18,82	18,65	0,17	45
0,5-1	19,12	18,61	0,51	153	15,93	15,07	0,86	226
1-2	19,24	19,90	-0,66	199	16,64	17,87	-1,23	323
2-5	20,93	21,74	-0,81	244	24,82	24,84	-0,02	5
5-10	12,30	10,37	1,93	581	12,93	13,22	-0,29	76
10-20	5,13	5,56	-0,43	129	4,23	4,55	-0,32	84
20-100	3,07	3,44	-0,37	111	1,44	0,35	1,09	286
	moyenne = 4,758	moyenne = 4,94		somme = 1462	moyenne = 3,775	moyenne = 3,410		somme = 1111
	variance = 109,309	variance = 121,17		% 4,86	variance = 57,754	variance = 23,269		% 4,23

Classes	GARD 1980			
	Observés (%)	Calculés (%)	Résidus (%)	Résidus (individus)
0-0,2	3,21	3,44	-0,23	31
0,2-0,5	17,76	17,57	0,19	26
0,5-1	11,77	10,33	1,44	197
1-2	11,17	11,96	-0,79	108
2-5	16,02	19,07	-3,05	417
5-10	18,14	15,83	2,31	316
10-20	15,57	13,69	1,88	257
20-100	6,36	8,11	-1,75	239
	moyenne = 8,393	moyenne = 9,096		somme = 1591
	variance = 205,995	variance = 251,615		% 11,63

Les estimations des paramètres des distributions lognormales s'accroissent au cours du temps; la différence d'évolution observée en 1963 et 1975 (que l'on peut rapprocher des valeurs des coefficients de concentration à ces mêmes dates) provient vraisemblablement de la non homogénéité de ces échantillons avec les recensements généraux de l'Agriculture.

b) *La modification des distributions par taille des exploitations viticoles.*

Un accroissement des paramètres  $x_0$  ou  $m$  de la loi lognormale, toutes choses égales par ailleurs, entraîne une hausse des effectifs des grandes classes au détriment de

classes plus petites le mode se déplaçant vers la droite de la distribution. Une augmentation de  $\sigma$  uniquement déplace le mode, accroît la valeur des effectifs qui lui sont affectés et produit un effet contraire au précédent sur les classes extrêmes.

La conjugaison de la variation des différents paramètres de la loi lognormale dépend de l'importance de chacun d'entre eux. De façon générale  $m$  progresse plus rapidement que  $\sigma$  et  $x_0$  pour les départements de l'Aude et de l'Hérault.

Pour l'Hérault le fort accroissement de  $m$  et de  $x_0$  révèle une perte rapide d'individus des faibles classes et parallèlement une augmentation du nombre d'individus dans les fortes classes; de ce fait, le mode se déplace légèrement vers la droite de la distribution et sa fréquence diminue.

Un phénomène semblable mais moins accentué caractérise le département de l'Aude; le déplacement du mode est minime dans ce cas.

En ce qui concerne les Pyrénées-Orientales, les variations des trois paramètres sont sensiblement égales et la perte ou le gain d'individus autour du mode est moins conséquent. Cette caractéristique conduit à une valeur modale inchangée entre 1955 et 1980 (il en est de même de la fréquence du mode).

Lorsque le paramètre  $q$  a une valeur supérieure au paramètre  $p$ , la loi béta-incomplète présente en général une asymétrie à gauche. Si,  $q$  étant fixé,  $p$  augmente, le mode de la distribution se déplace vers la droite et sa fréquence diminue. Des modifications similaires interviennent dans la structure de la distribution lorsque  $p$  est constant et  $q$  diminue. Lorsque  $q$  décroît plus rapidement que  $p$ , le mode a tendance à se déplacer vers la gauche de la distribution, la fréquence modale et les effectifs relatifs des hautes classes s'accroissent sensiblement. Ces transformations peuvent être légèrement modifiées selon les variations des paramètres  $x_0$  et  $s$  de la loi béta-incomplète.

La distribution du département du Gard répond à ce schéma puisqu'on observe une valeur du mode identique entre 1955 et 1980, une diminution de sa fréquence et un accroissement relativement important des individus des hautes classes. Les distributions du Languedoc-Roussillon sont un amalgame des diverses caractéristiques que nous venons d'étudier pour chacun des départements. Le mode augmente légèrement au cours du temps et sa fréquence diminue.

La lente évolution des modifications structurelles observée sur les coefficients de concentration et sur les paramètres des différentes lois théoriques permet d'envisager une projection à moyen terme des distributions. Pour cela nous avons recours aux résultats de l'estimation des paramètres des lois. Ceux-ci résument les modifications structurelles intervenues sur la période. Leur projection permet de restituer à un horizon donné une distribution issue de la loi théorique et par là-même la structure des exploitations viticoles à venir.

Nous avons constaté, à l'approche de 1980, un accroissement sensible de la somme des carrés des résidus. Il est vraisemblable qu'avec l'éloignement de l'horizon prévisionnel la nature de la loi de probabilité se modifiera. Pour que nos projections conservent un sens, nous raisonnons sous l'hypothèse de toutes choses égales par ailleurs et présentons une estimation des distributions pour 1985, considérant le terme suffisamment proche de 1980 pour que la condition précédente soit vérifiée. Dans cette optique, il faut noter que chaque département bénéficie d'une loi spécifique sur la période facilitant ainsi la projection des paramètres. Par ailleurs, nous avons pu constater les distorsions introduites dans les différentes estimations et les calculs des coefficients de concentration par l'enquête de structure de 1963 et l'échantillon permanent de 1975. La prise en compte de

l'année 1975, par exemple, amortit la hausse ou la baisse des différents paramètres calculés entre 1955, 1970 et 1980 <sup>(20)</sup>. Le tableau ci-après donne la répartition en 1985 de chaque département et de la région.

Classes (ha)	AUDE	GARD	HÉRAULT	PYRÉNÉES-ORIENTALES	LANGUEDOC-ROUSSILLON
	Fréquences relatives (%)	Fréquences relatives (%)	Fréquences relatives (%)	Fréquences relatives (%)	Fréquences relatives (%)
0-0,2	0,38	2,93	0,40	2,82	0,89
0,2-0,5	12,33	17,37	14,74	16,77	19,16
0,5-1	12,42	9,82	14,87	16,17	10,85
1-2	15,01	11,35	17,19	16,94	12,78
2-5	20,75	18,27	21,87	20,03	20,44
5-10	13,80	15,62	12,98	11,40	16,51
10-20	10,61	14,40	8,82	7,65	13,19
20-100	12,06	10,25	8,86	7,95	6,19

Les valeurs prises par l'indice « T » toutes inférieures à celles de 1980 confirment la lente modification des structures des distributions qui perdurent jusqu'en 1985. On observe néanmoins une tendance à l'homogénéisation de la distribution plus importante pour l'Aude et le Gard que pour l'Hérault et les Pyrénées-Orientales. Globalement le mode se modifie peu, il tend à se déplacer vers la droite pour l'Aude et le Gard et vers la gauche pour les Pyrénées-Orientales et l'Hérault. La fréquence de la valeur modale s'accroît pour les deux premiers départements et diminue pour les deux autres <sup>(21)</sup>.

La moyenne et la variance des distributions augmentent et restent notamment plus élevées pour l'Aude et le Gard, ce qui dénote l'accroissement des effectifs pour les grands superficies. La région quant à elle se comporte de façon similaire à l'Hérault et aux Pyrénées-Orientales.

Sous notre hypothèse, la distribution par taille des exploitations viticoles en 1985 a tendance à s'homogénéiser plus particulièrement pour l'Aude et le Gard. Pour ces deux départements la proportion d'exploitations inférieures à 5 hectares est de 60 %, alors qu'elle est de 69 % pour l'Hérault et de 73 % pour les Pyrénées-Orientales. La résistance des petites exploitations au phénomène de concentration est une caractéristique importante de ces deux derniers départements.

#### CONCLUSION

L'emploi d'un ensemble d'indices de concentration de conception plus ou moins proche, conduit dans cette étude à des résultats similaires. De ce fait, notre choix d'indicateurs spécifiques du type « T » ou « ENT » s'avère suffisant pour préciser le phénomène de concentration des exploitations viticoles du Languedoc-Roussillon selon

<sup>(20)</sup> Une projection tenant compte de la seule évolution des paramètres entre 1975 et 1980 ne conduit pas toutefois à des résultats sensiblement différents.

<sup>(21)</sup> Les déplacements du mode et de sa fréquence sont donnés pour les départements dans l'ordre de leurs importances.

leur taille de 1955 à 1980. Toutefois ces coefficients ne révèlent qu'un aspect de la structure des répartitions. De plus pour des distributions de formes différentes un même indicateur peut prendre des valeurs comparables (22). Il apparaît donc nécessaire de recourir à la technique éprouvée de l'ajustement de lois de probabilité. La démarche en deux étapes que nous préconisons basée sur les algorithmes de ROSENBROCK et de POWELL est efficace dans le sens où elle est moins contraignante que les autres procédures d'ajustement.

Les modifications structurelles intervenues depuis 1955 dans le Languedoc-Roussillon recouvrent un amalgame de spécificités départementales. Ainsi le fort coefficient de concentration du département de l'Aude tend à diminuer après 1970, alors que ceux des Pyrénées-Orientales et du Gard augmentent régulièrement mais à un taux plus important pour le premier. Pour l'Hérault, il s'accroît de 1970 à 1980 après une légère baisse en début de période. De façon générale, le pourcentage d'individus qui possèdent de grandes exploitations viticoles s'élève. Le mode des distributions a tendance à se déplacer vers la droite pour l'Hérault et pour l'Aude. Il reste pratiquement inchangé pour les Pyrénées-Orientales et le Gard. L'ensemble de ces modifications structurelles conduisent à un pourcentage de petites exploitations (inférieures à 5 hectares) plus important pour l'Hérault et les Pyrénées-Orientales. Cette dernière caractéristique se poursuit en 1985 sous l'hypothèse d'un environnement socio-économique donné. Par contre, à cette date, les spécificités modales se modifient pour l'Hérault et le Gard. Il convient cependant de nuancer les résultats de ces projections en 1985. En effet, l'hypothèse toutes choses étant égales par ailleurs, peut être mise en défaut pour certains départements, eu égard à la structure des exploitations viticoles selon l'âge des exploitants en 1980. Les viticulteurs de plus de 55 ans représentent environ 53 % pour l'Hérault et 51 % pour les Pyrénées-Orientales et il est donc possible que le pourcentage d'individus possédant de grandes superficies augmente plus rapidement pour ces deux départements.

La lente modification des structures des exploitations viticoles du Languedoc-Roussillon s'inscrit dans un processus plus large de transformations socio-économiques. Le seul aspect économique vu à travers la baisse tendancielle des prix réels des vins de consommation courante, pousse le viticulteur à augmenter ses rendements, à agrandir son exploitation, à ne pas envisager la pérennité de sa propriété. L'âge moyen du viticulteur augmente alors, et à terme, certaines exploitations disparaissent, d'autres changent de propriétaire et au cours du temps, les distributions des exploitations viticoles par taille se modifient.

---

(22) cf., par exemple, nos simulations sur l'indice « T ».

## ANNEXE A

### COEFFICIENT DE GINI (G)

Départements	1955	1963	1970	1975	1980
Aude	0,69168	0,68125	0,70035	0,69955	0,69203
Gard	0,63576	0,62917	0,67072	0,68103	0,67383
Pyrénées-Orientales	0,65533	0,66913	0,68187	0,69335	0,70458
Hérault	0,66915	0,63726	0,66527	0,68159	0,67535
Languedoc-Roussillon	0,67269	0,65964	0,68346	0,69282	0,68874

### CARRÉ DU COEFFICIENT DE VARIATION (CCV)

Départements	1955	1963	1970	1975	1980
Aude	4,8289	4,0829	3,8584	3,4363	3,095
Gard	4,0526	3,0804	3,379	2,994	2,924
Pyrénées-Orientales	4,943	4,984	4,5206	4,240	4,101
Hérault	5,160	3,758	3,62689	3,408	3,402
Languedoc-Roussillon	4,999	4,0029	3,839	3,4856	3,365

### INDICE DE HERFINDAHL-HIRSCHMAN (HER)

Départements	1955	1963	1970	1975	1980
Aude	0,000194	0,000199	0,000215	0,000226	0,000240
Gard	0,000192	0,000188	0,000240	0,000253	0,000269
Pyrénées-Orientales	0,000284	0,000316	0,000344	0,000400	0,000442
Hérault	0,000104	0,000112	0,000138	0,000154	0,000162
Languedoc-Roussillon	0,0000432	0,0000451	0,0000529	0,0000577	0,0000625

### INDICE DE NIEHANS (NIE)

Départements	1955	1963	1970	1975	1980
Aude	27,733	29,707	32,296	35,152	35,507
Gard	19,074	21,061	27,652	33,074	32,936
Pyrénées-Orientales	21,948	24,924	26,592	29,019	31,465
Hérault	21,948	22,825	27,527	31,820	30,288
Languedoc-Roussillon	22,947	24,678	28,732	32,655	32,818



## VARIANCE DES LOGARITHMES (VAL)

Départements	1955	1963	1970	1975	1980
Aude	1,84717	1,84834	2,08490	2,24560	2,31145
Gard	1,78733	2,3138	2,36844	2,77492	2,59115
Pyrénées-Orientales	1,62402	1,71077	1,84754	2,04131	2,14601
Hérault	1,77505	1,55170	1,79733	2,01092	1,96328
Languedoc-Roussillon	1,8381	1,85782	2,05237	2,27525	2,24598

## INDICE DE CHAMPERNOWNE (CHA)

Départements	1955	1963	1970	1975	1980
Aude	0,63923	0,630122	0,66453	0,67654	0,67435
Gard	0,58484	0,62048	0,65829	0,69453	0,67634
Pyrénées-Orientales	0,58957	0,60887	0,62960	0,65353	0,67165
Hérault	0,61330	0,56538	0,61063	0,64255	0,63302
Languedoc-Roussillon	0,62114	0,60985	0,64568	0,67062	0,66502

INDICE D'ATKINSON (ATK)  $\epsilon = 0,1$ 

Départements	1955	1963	1970	1975	1980
Aude	0,0999	0,0946	0,0979	0,0961	0,0927
Gard	0,0829	0,0783	0,0886	0,0899	0,0877
Pyrénées-Orientales	0,0913	0,0953	0,0960	0,0976	0,0999
Hérault	0,0948	0,0824	0,0882	0,0912	0,0895
Languedoc-Roussillon	0,0952	0,0885	0,0934	0,0944	0,0928

INDICE D'ATKINSON (ATK)  $\epsilon = 0,4$ 

Départements	1955	1963	1970	1975	1980
Aude	0,3450	0,3325	0,3492	0,3489	0,3412
Gard	0,2935	0,2904	0,3245	0,3368	0,3277
Pyrénées-Orientales	0,3129	0,3263	0,3342	0,3441	0,3546
Hérault	0,3257	0,2904	0,3143	0,3295	0,3233
Languedoc-Roussillon	0,3287	0,3129	0,3333	0,3425	0,3379

INDICE DE THEIL (ENT/Log<sub>10</sub>N)

Départements	1955	1963	1970	1975	1980
Aude	0,10145	0,09694	0,10084	0,10152	0,09724
Gard	0,08486	0,08044	0,09278	0,09471	0,09386
Pyrénées-Orientales	0,09656	0,10179	0,10354	0,10697	0,11066
Hérault	0,09077	0,08059	0,08761	0,09149	0,09058
Languedoc-Roussillon	0,08442	0,07933	0,08458	0,08613	0,08543

## INDICE « T »

Départements	1955	1963	1970	1975	1980
Aude	0,8083	0,7786	0,7386	0,7186	0,7088
Gard	0,7888	0,7588	0,7387	0,7287	0,7288
Pyrénées-Orientales	0,8185	0,8096	0,7985	0,7785	0,7585
Hérault	0,8183	0,7888	0,7587	0,7287	0,7487
Languedoc-Roussillon	0,8084	0,7886	0,7586	0,7386	0,7387

## ANNEXE B

CLASSIFICATION ASCENDANTE DES COEFFICIENTS DE CONCENTRATION PAR DÉPARTEMENT  
ET PAR ANNÉES

Départements	G	ENT	T	VAL	CHA	ATK $\varepsilon = 0,1$	ATK $\varepsilon = 0,4$
G 55	2	3	14	5	2	3	3
G 63	1	1	11	17	7	1	1
G 70	8	8	7	18	14	6	7
G 75	11	10	3	20	20	8	14
G 80	9	9	5	19	18	4	10
A 55	15	15	17	7	11	19	17
A 63	12	12	13	9	9	12	12
A 70	19	14	6	13	15	18	19
A 75	18	16	2	15	19	16	18
A 80	16	13	1	16	17	11	15
P 55	4	11	20	2	3	10	4
P 63	6	17	18	3	4	14	9
P 70	14	18	16	8	8	15	13
P 75	17	19	12	12	13	17	16
P 80	20	20	9	14	16	19	20
H 55	7	6	19	4	6	13	8
H 63	3	2	14	1	1	2	1
H 70	5	4	10	6	5	5	5
H 75	13	7	3	11	12	9	11
H 80	10	5	8	10	10	7	6

## ANNEXE C

CORRÉLATION DE RANG  
DES INDICES DE CONCENTRATION

G	1						
ENT	0,7789	1					
T	0,4402	0,0075	1				
VAL	0,4045	0,1308	-0,7950	1			
CHA	0,7323	0,4421	-0,7906	0,8677	1		
ATK	0,8103	0,8850	0,1069	-0,0343	0,3453	1	
$\varepsilon = 0,1$							
ATK	0,9608	0,8332	-0,3703	0,4044	0,7412	0,8529	1
$\varepsilon = 0,4$							
	G	ENT	T	VAL	CHA	ATK $\varepsilon = 0,1$	ATK $\varepsilon = 0,4$

## ANNEXE D

## MÉDIANES

Départements	1955	1963	1970	1975	1980
Languedoc-Roussillon	1,3974	1,8251	1,8743	2,0667	2,3039
Aude	1,5546	1,9012	1,8566	2,2975	2,7207
Gard	1,6040	2,4475	2,2955	2,8866	3,1404
Hérault	1,3179	1,8754	1,9758	2,1512	2,1996
Pyrénées-Orientales	1,4564	1,5665	1,6486	1,7152	1,7753

## ANNEXE E

## AUDE

Années	Type de loi	Somme des carrés des résidus	Valeur des paramètres
1955	Log-normale	0,00024	$\sigma = 1,487$ $m = 0,3103$ $x_0 = 0,1044$
1963	Log-normale	0,00108	$\sigma = 1,5134$ $m = 0,5458$ $x_0 = 0,1164$
1970	Log-normale	0,00114	$\sigma = 1,6986$ $m = 0,5256$ $x_0 = 0,1436$
1975	Log-normale	0,00231	$\sigma = 1,7956$ $m = 0,6691$ $x_0 = 0,1462$
1980	Log-normale	0,00207	$\sigma = 1,7775$ $m = 0,8347$ $x_0 = 0,1943$

## GARD

Années	Type de loi	Somme des carrés des résidus	Valeur des paramètres
1955	Béta-incomplète	0,00028	s = 96,9636 $x_0 = 0,1790$ p = 0,5526    q = 19,5655
1963	Béta-incomplète	0,00205	s = 98,0010 $x_0 = 0,1450$ p = 0,5208    q = 12,3046
1970	Béta-incomplète	0,00078	s = 99,1892 $x_0 = 0,1935$ p = 0,4340    q = 8,7675
1975	Béta-incomplète	0,00226	s = 99,7445 $x_0 = 0,1946$ p = 0,3891    q = 5,8908
1980	Béta-incomplète	0,00114	s = 99,8030 $x_0 = 0,1960$ p = 0,4192    q = 6,3098

## HÉRAULT

Années	Type de loi	Somme des carrés des résidus	Valeur des paramètres
1955	Log-normale	0,00026	$\sigma = 1,397$ m = 0,1639 $x_0 = 0,055$
1963	Log-normale	0,00065	$\sigma = 1,3592$ m = 0,5548 $x_0 = 0,0855$
1970	Log-normale	0,00129	$\sigma = 1,5156$ m = 0,6281 $x_0 = 0,1098$
1975	Log-normale	0,00246	$\sigma = 1,6511$ m = 0,7122 $x_0 = 0,1325$
1980	Log-normale	0,00199	$\sigma = 1,6252$ m = 0,7033 $x_0 = 0,1217$

## PYRÉNÉES-ORIENTALES

Années	Type de loi	Somme des carrés des résidus	Valeur des paramètres
1955	Log-normale	0,00037	$\sigma = 1,3419$ $m = 0,2475$ $x_0 = 0,0666$
1963	Log-normale	0,00019	$\sigma = 1,3222$ $m = 0,3510$ $x_0 = 0,0446$
1970	Log-normale	0,00040	$\sigma = 1,4882$ $m = 0,3710$ $x_0 = 0,0950$
1975	Log-normale	0,00080	$\sigma = 1,5802$ $m = 0,4380$ $x_0 = 0,1011$
1980	Log-normale	0,00077	$\sigma = 1,6829$ $m = 0,4488$ $x_0 = 0,1259$

## LANGUEDOC-ROUSSILLON

Années	Type de loi	Somme des carrés des résidus	Valeur des paramètres
1955	Log-normale	0,00407	$\sigma = 1,4113$ $m = 0,2248$ $x_0 = 0,482$
1963	Béta-incomplète	0,001533	$s = 99,7996$ $x_0 = 0,1841$ $p = 0,5873$ $q = 17,7858$
1970	Béta-incomplète	0,001846	$s = 99,7963$ $x_0 = 0,1964$ $p = 0,4856$ $q = 11,7584$
1975	Log-normale	0,002917	$\sigma = 1,7613$ $m = 0,6409$ $x_0 = 0,1288$
1980	Béta-incomplète	0,00199	$s = 99,7298$ $x_0 = 0,1986$ $p = 0,4627$ $q = 8,7337$

## BIBLIOGRAPHIE

- [1] AITCHISON J. — BROWN J.A.C. (1957) : « The lognormal distribution » — Cambridge University Press.
- [2] ATKINSON A.B. (1970) : « On the measurement of inequality » — journal of economic theory 2.
- [3] BRUNET — MORET (1969) : « Étude de quelques lois statistiques utilisées en hydrologie » — Série hydrologie. Cahiers O.R.S.T.O.M., Volume n° 3.
- [4] CALOT G. (1969) : « Cours de statistique descriptive » — Dunod.
- [5] CHAMPERNOWNE D.G. (1974) : « A comparison of measures of inequality of income distribution » — The economic journal, Volume 84 n° 336.
- [6] CHIEPPA M. — RICCI A. (1979) : « Un nuovo metodo per la stima del parametro soglia delle distribuzioni lognormali » — Rivista di statistica applicata, Volume 12 n° 3.
- [7] CORMARY Y. — GUILBOT A. (1971) : « Processus d'optimisation en quatre étapes appliqué à la recherche des paramètres des modèles déterministes » — Laboratoire d'hydrologie mathématiques. U.S.T.L. Montpellier.
- [8] ELTABET J. — SIMON L. (1979) : « Distribution et mesures de l'inégalité des revenus primaires en France en 1962, 1965, 1970 et 1975 » — Document G.R.E.R.
- [9] GASTWIRTH J.L. (1972) : « The estimation of the LORENZ curve and GINI index » — Review of economics and statistics n° 54.
- [10] HART P.E. (1971) : « Entropy and other measures of concentration » — Journal of the Royal statistical society — Série A, Volume 134, Part 1.
- [11] HIMMELBLAU D.M. (1972) : « Applied nonlinear programming » — Mac Grow-Hill company — New York.
- [12] PAGLIN M. (1975) : « The measurement and trend of inequality : A basic revision ». — The american economic review. Sept.
- [13] POWELL M.J.D. (1964) : « An efficient method for finding the minimum of a function of several variables without calculating derivatives. » — The computer journal — Volume 7.
- [14] PYATT G. (1976) : « On the interpretation and disaggregation of GINI coefficients » — The economic journal n° 86.
- [15] RAO S.S. (1979) : « Optimization theory and applications » — Wiley Eastern limited.
- [16] ROSENBROCK H.H. (1960) : « An automatic method for finding the greatest or least value of a function » — Computer journal.
- [17] SAWYER M. (1976) : « La répartition des revenus dans les pays de l'O.C.D.E. » — Perspectives économiques de l'O.C.D.E., études spéciales.
- [18] SOLLOGOUB M. (1980) : « Inégalité dans la répartition des revenus » Revue d'économie politique — n° 3.
- [19] TERRAZA M. (1981) : « Économie des processus aléatoires — le cas du marché français des vins de consommation courante — « Thèse d'état, Faculté de droit et de sciences économiques, Université de Montpellier I.
- [20] THEIL H. (1967) : « Economics and information theory » — North-Holland, Amsterdam.

[21] TRICOT L. (1978) : « Des indices de concentration » — Faculté de sciences économiques et sociales — Université de Genève.

[22] TRICOT C. (1971) : « Concentration d'un ensemble de points » — Faculté de sciences économiques et sociales — Université de Genève.

[23] WALSH G. (1975) : « Methods of optimization » — John Wiley — New York.

[24] WILDE D.J. (1966) : « Methodes de recherche d'un optimum » — Dunod.

[25] WOLFELSPERGER A. (1980) : « Économie des inégalités de revenus » — P.U.F.