



**AgEcon** SEARCH

RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*

## Analyse spatiale des revenus par unité de travail dans les exploitations agricoles belges (1968-1969)

J.-P. Champagne, J.-F. Sneessens, G. Bublot

---

**Citer ce document / Cite this document :**

Champagne J.-P., Sneessens J.-F., Bublot G. Analyse spatiale des revenus par unité de travail dans les exploitations agricoles belges (1968-1969). In: Économie rurale. N°98, 1973. pp. 57-64;

doi : <https://doi.org/10.3406/ecoru.1973.2235>

[https://www.persee.fr/doc/ecoru\\_0013-0559\\_1973\\_num\\_98\\_1\\_2235](https://www.persee.fr/doc/ecoru_0013-0559_1973_num_98_1_2235)

---

Fichier pdf généré le 08/05/2018

## Résumé

Dans un millier d'exploitations agricoles belges dont la comptabilité a été tenue par l'Institut Economique Agricole pendant l'exercice comptable 1968-69, les revenus du travail par unité de travail ont été analysés. L'influence des deux facteurs considérés a été mise en évidence par les fréquences relatives de différents niveaux de revenu du travail - la réalité propre de chaque phénomène « région » et « superficie » s'est manifestée par la diversité d'interférences de leurs effets : différences de dimension des entreprises et de productivité du travail, et différences de fertilité et de localisation. Toute la politique sociale cohérente en agriculture implique la connaissance préalable des divers éléments structurels qui conditionnent les revenus. Une action à long terme peut s'exercer par des mesures influençant la dimension des entreprises, développant l'emploi local, et, dans les régions les plus défavorisées, par des aides spécifiques et un effort d'intensification de la production agricole.

## Abstract

A space analysis of incomes per labour unit in Belgian farms (1968-1969) - Are the factors « agricultural region » or « area under cultivation » able to explain the distribution of incomes per labour-unit ?

In a thousand Belgian farms whose accounts were kept by the Agricultural Economic Institute during the financial year 1968-69, the earned income per labour-unit was analysed. The influence of the two factors under consideration was clearly revealed by the relative frequency of varying levels of earned income. The existence of each of the phenomena « region » and « area » was borne out by the diversity of the combination of their effects : differences in the size of the farms and the productivity of labour, and differences in fertility and location.

Any coherent social policy in agriculture implies previous knowledge of the different structural factors which conditions incomes. Long-term action can be carried out by mean of measures influencing the size of farms, developing employment locally, and, in the worst-off areas, by means of more specific aid and an attempt to intensify agricultural production.

# ANALYSE SPATIALE DES REVENUS PAR UNITÉ DE TRAVAIL DANS LES EXPLOITATIONS AGRICOLES BELGES (1968-1969)

par J.-P. CHAMPAGNE, J.-F. SNEESSENS et G. BUBLLOT  
Département d'Economie et de Sociologie Rurales (Université de Louvain)

Les facteurs « région agricole » ou « superficie cultivée » permettent-ils d'expliquer la dispersion des revenus par unité de travail ?

Dans un millier d'exploitations agricoles belges dont la comptabilité a été tenue par l'Institut Economique Agricole pendant l'exercice comptable 1968-69, les revenus du travail par unité de travail ont été analysés. L'influence des deux facteurs considérés a été mise en évidence par les fréquences relatives de différents niveaux de revenu du travail - la réalité propre de chaque phénomène « région » et « superficie » s'est manifestée par la diversité d'interférences de leurs effets : différences de dimension des entreprises et de productivité du travail, et différences de fertilité et de localisation.

Toute la politique sociale cohérente en agriculture implique la connaissance préalable des divers éléments structurels qui conditionnent les revenus. Une action à long terme peut s'exercer par des mesures influençant la dimension des entreprises, développant l'emploi local, et, dans les régions les plus défavorisées, par des aides spécifiques et un effort d'intensification de la production agricole.

## A space analysis of incomes per labour unit in Belgian farms (1968-1969)

Are the factors « agricultural region » or « area under cultivation » able to explain the distribution of incomes per labour-unit ?

In a thousand Belgian farms whose accounts were kept by the Agricultural Economic Institute during the financial year 1968-69, the earned income per labour-unit was analysed. The influence of the two factors under consideration was clearly revealed by the relative frequency of varying levels of earned income. The existence of each of the phenomena « region » and « area » was borne out by the diversity of the combination of their effects : differences in the size of the farms and the productivity of labour, and differences in fertility and location.

Any coherent social policy in agriculture implies previous knowledge of the different structural factors which conditions incomes. Long-term action can be carried out by mean of measures influencing the size of farms, developing employment locally, and, in the worst-off areas, by means of more specific aid and an attempt to intensify agricultural production.

Une analyse des revenus du travail par unité de travail a été effectuée dans 1.012 exploitations agricoles dont la comptabilité a été tenue par l'Institut Economique Agricole pendant l'exercice comptable 1968-1969. L'objectif poursuivi est de déceler si les facteurs « région agricole » ou « superficie cultivée » constituent des éléments expliquant la dispersion des revenus par unité de travail. Les possibilités de relation entre ces deux caractéristiques sont vérifiées ; les résultats obtenus permettent de mieux comprendre la disparité des revenus dans l'agriculture belge.

La méthode utilisée repose essentiellement sur l'application, entre les régions ou entre des classes de superficie, de tests de comparaison, soit de fréquences d'un certain niveau de revenu, soit de moyennes et de variances de ces revenus.

L'Institut Economique Agricole tient la comptabilité des exploitations dont la superficie est comprise entre 5 et 100 ha, et qui pratiquent au moins deux spéculations différentes. L'hypothèse d'un échantillon constitué de manière aléatoire ne peut donc être acceptée que pour une population répondant à ces critères et, de plus, comportant uniquement des exploitations « bien gérées ». En réalité, un échantillonnage purement aléatoire de l'ensemble des exploitations agricoles s'est révélé irréalisable jusqu'à présent. Quant à l'hypothèse de normalité de la distribution des revenus, une récente étude a révélé qu'elle peut être acceptée et qu'elle tend à se vérifier davantage au cours du temps (1).

(1) CHAMPAGNE (J.P.). — Evolution des revenus agricoles moyens par unité de travail et de leur dispersion (1960-1970). Economie Rurale, 1972, n° 93, page 35.

Avant d'entreprendre l'analyse statistique, il convient de définir les termes employés : le **revenu du travail** dans une exploitation agricole, est la somme des salaires payés ou imputés et du bénéfice (ou de la perte) de l'exercice ; le **nombre d'unités de travail (UT)** par exploitation résulte de la conversion de la quantité de

travail effectivement fournie au sein de l'exploitation, une unité de travail équivalant à une personne adulte, qualifiée et travaillant 3.000 heures par an ; le **revenu du travail par unité de travail** est obtenu en rapportant, dans une exploitation donnée, le revenu du travail au nombre d'UT.

## A. INFLUENCE DU FACTEUR « REGION »

Le territoire agricole belge est divisé en 11 grandes régions : les Polders, la Campine, les régions sablonneuse, sablo-limoneuse, limoneuse, herbagère, jurassique, le Condroz, la Famenne, l'Ardenne et la Haute-Ardenne. Ces diverses zones agrologiques peuvent expliquer partiellement le revenu de l'agriculteur en raison des différences de fertilité qu'elles présentent et de conditions naturelles et économiques fort dissemblables.

La relation entre la situation régionale et le niveau du revenu par unité de travail peut être mise en évidence selon deux procédés statistiques.

### 1. ANALYSE DES FREQUENCES RELATIVES DES REVENUS PAR UT

Les exploitations sont classées en quatre catégories selon leur niveau de revenu par UT : moins de 125.000 FB (2), de 125.000 à 175.000 FB, de 175.000 à 225.000 FB, et plus de 225.000 FB. Le tableau 1 présente avec leur intervalle de confiance (à 95 %), la fréquence relative de ces quatre classes de revenu pour les 11 régions agricoles et pour le Royaume.

Au niveau national, 22 à 28 % des exploitations belges obtiennent un revenu par UT inférieur à 125.000 FB ; une même population d'exploitations bénéficient d'un revenu compris entre 125.000 et 175.000 FB ; pour la 3<sup>me</sup> classe de revenus, la fréquence nationale se situe entre 18 et 24 % et entre 26 et 32 % pour la classe de revenus supérieurs à 225.000 FB.

L'analyse régionale des fréquences dans la catégorie des revenus inférieurs à 125.000 FB permet la classification sommaire suivante : les régions limoneuse, sablo-limoneuse, et le Condroz ont des fréquences comprises dans un intervalle chevauchant avec celui défini au plan national (22 à 28 %) ; sans tenir compte des intervalles de confiance régionaux, la fraction des exploitations ayant un revenu par UT inférieur à 125.000 FB, est inférieure à la fréquence nationale dans les Polders, la Campine et la région sablonneuse ; elle est supérieure dans les régions herbagère, jurassique, l'Ardenne, la Haute-Ardenne et la Famenne.

L'examen des fréquences dans les classes médianes des revenus confirme la tendance déjà esquissée. Dans

la classe des revenus par UT supérieurs à 225.000 FB, la région herbagère, l'Ardenne, la Haute-Ardenne, la Famenne et la région jurassique ont une fréquence inférieure à la fréquence nationale. A l'opposé, les Polders, la Campine et la région limoneuse présentent une fraction de leurs exploitations ayant un revenu par UT de plus de 225.000 FB, supérieure à la fréquence nationale.

Cette diversité des fréquences relatives au plan régional et leur apparence systématique posent la question de l'indépendance des deux caractéristiques : revenu du travail par UT et appartenance à une région agricole.

La réponse à cette question nécessite un test de  $\chi^2$ .

$$\mu = \sum_i \sum_j \frac{(n_{ij} - n_i \frac{n_j}{n})^2}{n_i \frac{n_j}{n}} \quad [1]$$

La variable  $\mu$ , suit une distribution de  $\chi^2$  lorsque les deux caractères représentés par les indices  $i$  et  $j$  sont indépendants. Si dans cette formule [1], l'indice  $i$  est relatif aux régions et l'indice  $j$  à la classe de revenu,  $n_{ij}$  est la fréquence absolue observée des exploitations de revenu  $j$  dans la région  $i$ ,  $n_i$  est le nombre d'observations dans la région  $i$ ,  $n_j$  est le nombre d'exploitations pour toutes les régions bénéficiant d'un revenu  $j$ , et  $n$  est le nombre total d'observations. La valeur de  $\mu$  calculée au départ de l'échantillon est d'autant plus grande que la fréquence absolue observée de la classe de revenu  $j$  dans la région  $i$ , soit  $n_{ij}$ , s'écarte de la fréquence attendue lorsque le revenu est indépendant de la région :

$$n_i \frac{n_j}{n}. \text{ Dans le cas présent, } \mu \text{ calculé est égal à } 113,2$$

alors qu'avec 30 degrés de liberté et un seuil de signification de 0,05, la valeur critique d'indépendance est 18,5. La valeur calculée étant largement supérieure à 18,5, on peut rejeter l'hypothèse d'indépendance entre les caractéristiques revenu et région. L'appartenance à une région est donc un phénomène lié au niveau du revenu et peut constituer un facteur explicatif des différences de revenus par unité de travail dans les exploitations agricoles belges.

(2) FB : francs belges.

**Tableau 1 : Fréquences relatives des revenus par UT et seuils de confiance à 95 %  
selon les régions agricoles (année 1968-1969)**

	moins de 125.000 FB		125.000 à 175.000 FB		175.000 à 225.000 FB		plus de 225.000 FB	
	Fréquence	Seuil de confiance	Fréquence	Seuil de confiance	Fréquence	Seuil de confiance	Fréquence	Seuil de confiance
Polders . . . . .	0,07	± 0,08	0,11	± 0,09	0,29	± 0,14	0,53	± 0,15
Campine . . . . .	0,17	± 0,07	0,19	± 0,07	0,21	± 0,07	0,43	± 0,09
Sablonneuse . . .	0,20	± 0,06	0,24	± 0,07	0,28	± 0,07	0,28	± 0,07
Sablo-limoneuse	0,25	± 0,06	0,28	± 0,06	0,22	± 0,06	0,26	± 0,05
Limoneuse . . . .	0,22	± 0,06	0,23	± 0,06	0,14	± 0,05	0,41	± 0,07
Condroz . . . . .	0,28	± 0,10	0,21	± 0,09	0,24	± 0,10	0,28	± 0,10
Herbagère . . . .	0,37	± 0,13	0,28	± 0,12	0,26	± 0,12	0,09	± 0,08
Ardenne . . . . .	0,50	± 0,13	0,23	± 0,11	0,14	± 0,09	0,13	± 0,09
Haute-Ardenne .	0,35	± 0,17	0,47	± 0,17	0,12	± 0,11	0,06	± 0,08
Famenne . . . . .	0,35	± 0,18	0,33	± 0,15	0,15	± 0,11	0,18	± 0,12
Jurassique . . . .	0,38	± 0,20	0,35	± 0,19	0,12	± 0,13	0,15	± 0,14
Royaume . . . . .	0,25	± 0,03	0,25	± 0,03	0,21	± 0,03	0,29	± 0,03

**2. TEST D'HOMOGENEITE DES MOYENNES ET DES VARIANCES DES REVENUS PAR UNITE DE TRAVAIL AU NIVEAU REGIONAL**

La moyenne et la variance permettent de résumer de façon très concrète une distribution d'observations. Elles offrent, à l'inverse du mode et de la médiane, le grand intérêt de tenir compte de toutes les observations.

Divers tests statistiques d'homogénéité permettent de comparer des séries d'observations entre elles, ou encore deux à deux, au point de vue de leurs moyennes ou de leurs variances. Le test de Neyman-Pearson sera utilisé pour la comparaison multiple des variances et le test de F pour la comparaison multiple des moyennes.

**a) Test d'homogénéité sur les variances**

Le test vise essentiellement à rechercher si les divers échantillons régionaux sont homogènes au point de vue de leurs variances.

Le test de Neyman-Pearson utilisé à cet effet, suppose que les échantillons sont tirés de populations normales ayant même variance et différant uniquement par leur moyenne. Il se base sur la distribution de  $L_1$  qui est égal au rapport entre la moyenne géométrique des variances des divers échantillons et leur moyenne arithmétique.

$$L_1 = \frac{\left[ (\sigma_1^2)^{n_1} \cdot (\sigma_2^2)^{n_2} \dots (\sigma_k^2)^{n_k} \right]^{1/n}}{1/n \left[ n_1 \sigma_1^2 + n_2 \sigma_2^2 + \dots + n_k \sigma_k^2 \right]}$$

où  $\sigma_i^2$  est la variance calculée à l'intérieur de l'échantillon  $i$ ,  $n_i$  est le nombre d'observations de l'échantil-

lon  $i$  et  $n$  le nombre total d'observations.  $L_1$  sera égal à l'unité seulement si  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2$ . Si cette condition n'est pas respectée,  $L_1$  sera inférieur à l'unité et ce, d'autant plus que les variances sont moins homogènes.

La valeur de  $L_1$  est de 0,93, et permet d'accepter l'hypothèse selon laquelle les variances du revenu du travail par UT sont égales dans toutes les régions. Ceci étant vérifié, il convient de découvrir s'il y a hétérogénéité dans les moyennes à l'aide d'un test de F.

**b) Test d'homogénéité des moyennes**

La normalité des distributions étant posée (et vérifiée) par l'hypothèse, et l'égalité des variances étant admise par les résultats du test de Neyman-Pearson, le problème est de savoir si la moyenne des revenus par unité de travail diffère selon la région ou, en d'autres termes, si les divers échantillons proviennent bien d'une même population normale ( $m, \sigma^2$ ). Nous possédons de cette population  $k$  échantillons de même variance et de moyennes  $m_1, m_2, \dots, m_k$ . L'hypothèse d'une population unique est testée par l'analyse de la variance. Il est en effet possible d'estimer la variance de la population selon deux voies différentes : sur la base de la variance de chaque échantillon (A) ou au départ de la variance entre les échantillons (B). Si nous rapportons ces deux estimations l'une à l'autre, nous obtenons la valeur de F, avec

$$F = \frac{\frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k n_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2}{\frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_i)^2}{n-k}} = \frac{(B)}{(A)}$$

Lorsque les échantillons sont tirés d'une même population, ces deux estimations sont l'expression d'une même réalité et par conséquent leur rapport ne doit pas différer beaucoup de l'unité. Par contre, plus les moyennes  $\bar{X}_i$  observées des échantillons diffèrent l'une

de l'autre et plus leurs écarts par rapport à la moyenne générale  $\bar{X}$  deviennent grands ; la valeur de (B) augmente et ne constitue plus une bonne estimation de la variance de l'échantillon.

Tableau 2 : Test de comparaison des moyennes régionales

	Somme des carrés	Degrés de liberté	Estimation variances	F calculé	F table
Interrégional . . . . .	73.8391.10 <sup>9</sup>	10	7,3939.10 <sup>9</sup>	8,54	1,83
Dans les régions . . . . .	866.7725.10 <sup>9</sup>	1.002	0,8650.10 <sup>9</sup>		
Total . . . . .	940.6116.10 <sup>9</sup>	1.012			

La valeur de F calculée dépasse notablement celle de la table de Snedecor, pour un seuil de signification de 0,05. On peut en conclure que les moyennes sont significativement différentes au niveau régional. En conséquence, les régions constituent donc bien des populations différentes.

Etant donné l'homogénéité dans les variances et l'hétérogénéité dans les moyennes, il est permis de dire que la disparité dans les situations de revenu des agriculteurs des diverses régions est causée davantage par le déplacement dans la localisation des moyennes que par la dispersion autour de ces moyennes, ce qui rejoint la conclusion déjà dégagée lors de l'étude des fréquences relatives.

### 3. Test d'homogénéité des variances et des moyennes prises deux à deux

Dans cette étude interrégionale des revenus, seules ont été jusqu'à présent effectuées des comparaisons multiples mettant en cause simultanément toutes les régions agricoles. Il peut être intéressant d'effectuer des comparaisons de régions prises deux à deux et de tenter, à partir de celles-ci, un regroupement des diverses zones agrologiques selon le critère du revenu par unité de travail.

L'hypothèse d'égalité des variances est d'abord posée. Au cas où celle-ci s'avère statistiquement acceptable, on vérifie l'hypothèse d'homogénéité dans les moyennes des deux régions. L'acceptation de cette dernière proposition nous permettra de conclure que les deux échantillons régionaux proviennent d'une même population.

Ce type d'analyse est réalisé par les tests de Student, basés sur les propriétés de la loi normale. Les résultats des tests sur les différences entre les variances et les moyennes prises deux à deux sont détaillés au tableau 3. Ce tableau à double entrée reprend les résultats des tests de Student qui ne donnent au seuil de 95 % aucune différence significative entre deux régions. Le test a d'abord été réalisé au niveau des différences de

variances, puis appliqué aux moyennes, pour les régions qui ne manifestaient aucune différence significative dans les variances.

Les résultats du test de comparaison des régions agricoles prises deux à deux permettent de conclure que la différence entre la variance du revenu par unité de travail n'est généralement pas significative de région à région. Le cas le plus typique est la Famenne. Cette dernière ne manifeste aucune différence significative, selon les deux critères utilisés, avec les autres régions.

Les hypothèses d'égalité des variances et des moyennes prises deux à deux, peuvent être retenues simultanément pour les régions suivantes :

- les Polders avec la Campine ;
- la région sablonneuse avec la Campine ;
- la Campine avec les Polders et les régions sablonneuse et limoneuse ;
- la région sablo-limoneuse avec la région limoneuse et le Condroz ;
- le Condroz avec la région sablo-limoneuse, la région limoneuse et la Famenne ;
- la région herbagère avec la Famenne, l'Ardenne, la Haute-Ardenne et la région jurassique ;
- la Famenne avec le Condroz, les régions herbagère, jurassique et l'Ardenne ;
- l'Ardenne avec les régions herbagère, jurassique et la Famenne ;
- la Haute-Ardenne avec les régions herbagère et jurassique ;
- la région jurassique avec l'Ardenne, la Famenne, la Haute-Ardenne et la région herbagère.

Sur la base de l'homogénéité simultanée des variances et des moyennes du revenu par UT au niveau des régions prises deux à deux, on peut proposer un regroupement des régions agricoles, en six zones relativement homogènes : les Polders, la Campine et la région sablon-

Tableau 3 : Résultats des tests de Student : comparaison interrégionale des variances et des moyennes du revenu par UT (1)

Régions		Polders	Sablonneuse	Campine	Sablo-limoneuse	Limoneuse	Condroz	Herbagère	Famenne	Ardenne	Haute-Ardenne
Sablonneuse .....	V	— 0,27									
	M	—									
Campine .....	V	— 1,89	— 0,12								
	M	1,25	— 0,28								
Sablo-limoneuse .....	V	— 1,73	—	— 0,44							
	M	—	—	—							
Limoneuse .....	V	—	—	0,11	0,63						
	M	—	—	— 0,96	1,92						
Condroz .....	V	— 1,67	—	— 0,11	0,50	— 0,02					
	M	—	—	—	0,12	1,48					
Herbagère .....	V	1,64	—	0,43	—	—	—				
	M	—	—	—	—	—	—				
Famenne .....	V	0,02	0,27	1,81	1,66	1,94	1,81	— 1,58			
	M	—	—	—	—	—	1,74	— 0,24			
Ardenne .....	V	1,27	1,55	—	—	—	—	— 0,39	1,22		
	M	—	—	—	—	—	—	1,15	1,17		
Haute-Ardenne .....	V	—	—	—	—	—	—	1,68	—	—	
	M	—	—	—	—	—	—	1,80	—	—	
Jurassique .....	V	1,63	—	—	—	—	—	0,41	1,58	0,71	— 1,08
	M	—	—	—	—	—	—	0,15	0,31	0,77	— 0,56

(1) Seules les valeurs de T qui permettent d'accepter l'égalité des variances et des moyennes sont reprises dans ce tableau. L'intervalle de confiance pour un risque  $\alpha = 0,05$  et  $(n_1 + n_2 - 2)$  degrés de liberté est comprise entre les limites approximatives  $- 2$  et  $+ 2$ .

neuse constitueraient chacune une entité propre ; les régions limoneuse, sablo-limoneuse et le Condroz se regrouperaient en une zone commune de même que l'Ardenne, la Famenne, les régions jurassique et herba-

gère ; la Haute-Ardenne demeurerait isolée. Ces regroupements dessinent schématiquement une carte du pays sur le critère du revenu par unité de travail en agriculture.

## B. INFLUENCE DU FACTEUR « SUPERFICIE DE L'EXPLOITATION »

Cette seconde partie se propose de dégager la relation entre le niveau du revenu par unité de travail et l'étendue de l'exploitation agricole : celle-ci peut exercer son influence grâce à une productivité plus grande du travail.

Les exploitations sont classées en cinq catégories de dimension : de 5 à 10 ha, de 10 à 20 ha, de 20 à 30 ha, de 30 à 50 ha et de 50 à 100 ha.

### 1. Analyse des fréquences relatives des revenus par UT

L'observation des fréquences relatives de revenus pour la classe d'étendue de moins de 10 ha (cf. tableau 4) révèle que la plupart des exploitations de cette dimension obtiennent un revenu inférieur à 175.000 FB ; les exploitations ayant une étendue comprise entre 10 et 20 ha, ainsi que celles utilisant entre 20 et 30 ha de terre, sont assez bien réparties entre les divers niveaux de revenu par UT. Pour les classes de dimensions situées au-delà de 30 ha, la fréquence modale se situe nettement au-delà du seuil de revenu de 225.000 FB par UT.

Il est remarquable de constater la progression régulière des fréquences dans les deux classes extrêmes de

revenu, selon la superficie de l'exploitation. Par exemple, on peut estimer au niveau de probabilité de 95 % que seulement 10 à 20 % des exploitations d'une superficie de moins de 10 ha assurent un revenu par UT supérieur à 225.000 FB. Cette même performance est atteinte par 21 à 29 % des exploitations de 10 à 20 ha, 24 à 36 % des exploitations de 20 à 30 ha, 34 à 50 % de celles qui ont entre 30 et 50 ha de terre et 62 à 84 % des exploitations de plus de 50 ha.

Très normalement, un test de  $\chi^2$  nous fait rejeter l'hypothèse d'indépendance entre le niveau du revenu par UT et la superficie cultivée de l'exploitation. La valeur calculée est en effet de 107,2 alors que la valeur tabulaire atteint 5,2 pour un seuil de signification de 0,05 et 12 degrés de liberté.

### 2. Test d'homogénéité des moyennes et des variances des revenus pour différentes classes de superficie

Comme pour l'étude interrégionale, l'hypothèse d'homogénéité des variances est éprouvée par le test de Neyman-Pearson. Le résultat est favorable ( $L_1 = 0,98$ ) et nous habilite à accepter l'égalité des variances du

**Tableau 4 : Fréquences relatives des revenus par UT et seuils de confiance à 95 % selon la classe d'étendue (année 1968-1969)**

	moins de 125.000 FB		125.000 à 175.000 FB		175.000 à 225.000 FB		plus de 225.000 FB	
	Fréquence	Seuil de confiance	Fréquence	Seuil de confiance	Fréquence	Seuil de confiance	Fréquence	Seuil de confiance
de 5 à 10 ha	0,35	± 0,07	0,31	± 0,07	0,20	± 0,06	0,15	± 0,05
10 à 20 ha	0,28	± 0,04	0,25	± 0,04	0,22	± 0,04	0,25	± 0,04
20 à 30 ha	0,24	± 0,06	0,26	± 0,06	0,19	± 0,05	0,30	± 0,06
30 à 50 ha	0,13	± 0,06	0,23	± 0,07	0,21	± 0,07	0,42	± 0,08
50 à 100 ha	0,08	± 0,07	0,04	± 0,05	0,14	± 0,09	0,73	± 0,11

Ceci étant acquis, l'homogénéité des moyennes doit se contrôler par le test de F.

**Tableau 5 : Test de comparaison des moyennes des revenus dans les différentes classes d'étendue**

	Somme des carrés	Degrés de liberté	Estimations de la variance	F calculé	F table
Interclasses .....	80,5948.10 <sup>3</sup>	4	20,1487.10 <sup>3</sup>	23,62	2,37
dans les classes d'étendue	860,0168.10 <sup>3</sup>	1.008	0,8532.10 <sup>3</sup>		
Total .....	940,6116.10 <sup>3</sup>	1.012			

revenu par UT pour les cinq classes d'étendue des exploitations.

La valeur de F calculée est supérieure à celle des tables et nous sommes ainsi amenés à rejeter l'hypo-

thèse d'égalité des moyennes du revenu par UT selon différentes catégories d'étendue des exploitations agricoles.

Ce résultat confirme l'influence de la superficie de l'exploitation sur le revenu du travailleur agricole.

### C. RELATION ENTRE LA SUPERFICIE DE L'EXPLOITATION ET LA SITUATION REGIONALE

Un simple test de  $\chi^2$  nous assure que ces deux caractéristiques ne sont pas indépendantes (valeur calculée = 373,5 ; valeur critique = 55,8). Cette liaison entre la superficie et l'appartenance régionale se manifeste d'ailleurs dans le tableau 6 car les moyennes régionales de superficie des exploitations observées diffèrent fortement entre elles.

Il en résulte une interférence entre l'effet de superficie et l'effet de région sur le revenu par unité de travail. Il est toutefois impossible de dégager une combinaison systématique des deux caractères ; celle-ci pourrait se manifester sous les deux formes suivantes :

a) les régions ayant les revenus par UT les plus favorables sont également les régions de grandes exploitations et, inversement, les régions ayant les revenus par UT les plus bas présentent aussi une étendue moyenne de l'exploitation relativement petite. Nous pouvons en conclure pour l'analyse qu'une des deux caractéristiques est probablement superflue.

b) nous pourrions aussi remarquer systématiquement la combinaison inverse : les agriculteurs des régions pauvres compensent partiellement leur situation défavorable par une étendue cultivée plus grande. Dans ce cas, l'effet de superficie susciterait une sous-estimation des différences régionales.

La situation réelle paraît intermédiaire : l'effet de dimension peut parfois compenser un effet de région moins favorable. Comparons à ce sujet le Condroz et la région sablo-limoneuse : les agriculteurs de la première région compensent indéniablement des conditions de production moins propices par une productivité du travail accrue par la grande étendue de leurs fermes. Mais l'effet de dimension peut également se superposer et accentuer les distinctions régionales ; tel semble être le cas entre les Polders et la Haute-Ardenne. La différence de superficie peut enfin créer des écarts de revenu par UT entre régions semblables, la Famenne et l'Ardenne par exemple.

De cette multiplicité de formes que revêt l'association entre superficie et région, nous pouvons conclure que l'appartenance régionale et la dimension de l'entreprise exercent l'une et l'autre des effets bien réels sur le revenu du travail en agriculture.

Cette analyse de la relation entre les deux caractères explicatifs ne saurait s'achever sans étudier les conséquences du caractère non aléatoire de l'échantillon. En effet un biais systématique est constaté pour chaque région entre la superficie moyenne vraie des exploitations et la superficie observée (cf. tableau 6) : cette

Tableau 6 : Superficie moyenne des exploitations de plus de 5 ha ; revenu du travail par UT et par ha

	Superficie moyenne (ha) des exploitations de plus de 5 ha		Revenu du travail par UT (francs) (selon l'échantillon)	Revenu du travail par ha (francs) (2) (selon l'échantillon)
	Selon le recensement (1)	Selon l'échantillon		
Polders .....	18,5	25,6	243.408	20.794
Sablonneuse .....	10,5	12,1	193.505	29.648
Campine .....	11,3	15,8	221.710	21.878
Sablo-limoneuse .....	13,4	17,5	190.102	23.963
Limoneuse .....	20,6	31,2	210.425	15.665
Condroz .....	29,5	34,0	185.243	10.866
Herbagère (Liège) .....	14,4	19,4	151.431	15.081
Famenne .....	25,6	33,3	154.690	8.427
Ardenne .....	17,8	22,9	132.448	9.173
Haute-Ardenne .....	10,5	15,3	141.104	15.047
Jurassique .....	21,3	29,4	149.148	8.214
Royaume .....	15,9	21,4	189.266	19.649

(1) VERTRIEST (W.), CLOOSTERIN (B.). — Aperçu des résultats comptables moyens de 1.004 exploitations agricoles pour l'exercice 1969-1970, Cahiers de l'IEA, n° 127.

(2) VERTRIEST (W.), CLOOSTERIN (B.), GILLIEUX (H.). — Aperçu des résultats comptables moyens de 1.012 exploitations agricoles pour l'exercice 1968-1969, Cahiers de l'IEA, n° 109.

situation découle probablement des nécessités du choix d'exploitations agricoles « bien gérées » pour former le réseau comptable. La validité de nos conclusions quant aux différences régionales exige une certaine régularité dans la valeur de ce biais pour les 11 régions. Si tel n'était pas le cas, certaines particularités régionales pourraient être mises en doute et attribuées à un échantillonnage irrégulier. Mais un écart assez uniforme des échantillons régionaux, d'environ 40 %, semble nous mettre à l'abri de ce type d'erreur. Seuls le Condroz et la région sablonneuse se distinguent par un écart sensiblement moindre ; mais un écart « normal » ne pourrait qu'accentuer leur avantage sur les régions plus défavorisées. Le caractère biaisé de l'échantillon n'invalide donc pas les conclusions quant aux différences régionales.

### CONCLUSIONS

L'influence de la situation régionale et de la superficie de l'exploitation sur le revenu du travailleur en agriculture a été mise en évidence par les fréquences relatives de différents niveaux de revenu du travail. Une comparaison du revenu moyen selon la région ou selon la classe d'étendue a confirmé cette analyse. La réalité propre de chaque phénomène « région » et « superficie » s'est manifestée par la diversité d'interférences de leurs effets.

Au sein d'une région agricole, la diversité des revenus par unité de travail s'explique en grande partie par des différences de dimension des entreprises, auxquelles sont liées des différences de productivité du travail. Ce même effet, combiné d'une façon quelconque avec les différences de fertilité et de localisation que représente l'appartenance régionale, permet de comprendre la disparité des revenus régnant dans l'agriculture belge. La dispersion véritable est plus importante encore que celle dégagée ci-dessus, car le choix des exploitations

dans le réseau comptable est réalisé parmi les fermes bien gérées de 5 à 100 ha et élimine aussi bien les entreprises les meilleures que les moins bonnes.

L'intérêt de cette recherche est évident : toute politique sociale cohérente en agriculture implique la connaissance préalable des divers éléments structurels qui conditionnent les revenus. La réalisation de l'objectif de parité des revenus avec les autres secteurs économiques et la réduction de la disparité de revenus dans le secteur agricole lui-même, soit au sein d'une région, soit entre les régions, imposent la considération des facteurs structurels responsables de ces disparités, ainsi que de leur interdépendance.

Une action à long terme répondant à ces objectifs peut, ainsi que cette étude semble y engager, s'exercer par des mesures influençant la dimension des entreprises, c'est-à-dire leur nombre. L'incitation à quitter le secteur agricole pourrait prendre la forme d'allocations de retraite anticipées et décentes pour les agriculteurs âgés. Elle devrait aussi s'appuyer sur un développement de l'emploi local. Dans les régions les plus défavorisées où les possibilités d'emploi externes s'avèreront toujours faibles et où la réalisation de la parité des revenus par le seul instrument de la dimension risquerait de poser des problèmes graves de peuplement, il serait utile d'agir par des aides spécifiques et par un effort d'intensification de la production agricole. Celui-ci pourrait peut-être consister en l'établissement d'une infrastructure de commercialisation associée à des mesures d'encouragement à l'élaboration de produits agricoles non liés à la terre ou à forte valeur ajoutée.

En conclusion, il apparaît qu'une politique des revenus en agriculture — sans nier l'importance des prix dans la réalisation de l'objectif de parité de l'ensemble du secteur — doit tenir compte de ces facteurs structurels — région et superficie — qui contribuent à déterminer le niveau des revenus des travailleurs agricoles.

### REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

CHAMPAGNE (J.P.). — Evolution des revenus agricoles moyens par unité de travail et de leur dispersion de 1960 à 1970. *Economie Rurale*, n° 93, 1972, pp. 33 à 40.

MOTHES (J.). — Prévisions et décisions statistiques dans l'entreprise. Dunod, 1962, 550 p.

VERTRIEST (W.), CLOOSTERIN (B.). — Aperçu des résultats comptables moyens de 1.004 exploitations agricoles pour l'exercice 1969-70. *Cahiers de l'I.E.A.*, n° 12, p. 5.

VERTRIEST (W.), CLOOSTERIN (B.), GILLIEAUX (H.). — Aperçu des résultats comptables moyens de 1.012 exploitations agricoles pour l'exercice 1968-1969. *Cahiers de l'I.E.A.*, n° 109, p. 18.

YAMANE (T.). — *Statistics : An Introductory Analysis*. Harper and Row, New York, 1967, 920 p.