



**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 régionale de la production agricole belge, les effets « région » et « temps » sur la valeur de la production agricole

J. Degand, Luis Portugal

### Abstract

A regional analysis of belgian agricultural output - The effect of « region » and « time » on farm output - Variations in agricultural output on farm level can be explained by variables representing classical forms of input and those representing the region and time. The following survey by using series of space and time data proposes to show up the combined effects of these different variables on Belgian agricultural output using Cobb-Douglas type functions.

### Résumé

Les variations du produit agricole au niveau de l'exploitation peuvent être expliquées par des variables représentant les facteurs de production classiques et des variables représentant la région et le temps. En utilisant des séries de données spatiales et chronologiques, l'étude qui suit se propose de mettre en évidence les effets combinés de ces différentes variables sur la production agricole belge grâce à l'emploi de fonctions du type « Cobb-Douglas ».

---

### Citer ce document / Cite this document :

Degand J., Portugal Luis. Analyse régionale de la production agricole belge, les effets « région » et « temps » sur la valeur de la production agricole. In: Économie rurale. N°122, 1977. pp. 60-67;

doi : <https://doi.org/10.3406/ecoru.1977.2523>

[https://www.persee.fr/doc/ecoru\\_0013-0559\\_1977\\_num\\_122\\_1\\_2523](https://www.persee.fr/doc/ecoru_0013-0559_1977_num_122_1_2523)

---

Fichier pdf généré le 08/05/2018

# ANALYSE RÉGIONALE DE LA PRODUCTION AGRICOLE BELGE

## Les effets "région" et "temps" sur la valeur de la production agricole (\*)

L. PORTUGAL

J. DEGAND

Université Catholique de Louvain (1)

---

Les variations du produit agricole au niveau de l'exploitation peuvent être expliquées par des variables représentant les facteurs de production classiques et des variables représentant la région et le temps. En utilisant des séries de données spatiales et chronologiques, l'étude qui suit se propose de mettre en évidence les effets combinés de ces différentes variables sur la production agricole belge grâce à l'emploi de fonctions du type « Cobb-Douglas ».

---

### A REGIONAL ANALYSIS OF BELGIAN AGRICULTURAL OUTPUT

*the effect of « region » and « time » on farm output*

*Variations in agricultural output on farm level can be explained by variables representing classical forms of input and those representing the region and time. The following survey by using series of space and time data proposes to show up the combined effects of these different variables on Belgian agricultural output using Cobb-Douglas type functions.*

---

L'étude de l'efficacité des facteurs de production en agriculture tant au niveau de l'entreprise agricole qu'au niveau régional ou national, a constitué depuis longtemps un important secteur de la recherche au niveau de l'économie de la production agricole.

Sachant que la production résulte de la combinaison des facteurs de production, il est normal qu'en étudiant l'efficacité de ceux-ci, on cherche à établir une relation entre les facteurs et les produits.

L'objet de telles études consiste à identifier des fonctions de production grâce aux observations faites au niveau des exploitations dans lesquelles la productivité des facteurs de production est influencée tout autant par les conditions du milieu que par les techniques utilisées.

En introduisant la région et le temps comme facteurs explicatifs complémentaires, la présente étude se propose d'évaluer l'influence de ces deux facteurs sur la valeur de la production agricole.

### PROBLEMATIQUE ET CONSIDERATIONS THEORIQUES

Traditionnellement, la comparaison interrégionale des capacités de production a pu se faire en établissant pour chaque région, une fonction du type

$$Y = f (X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (1)$$

où Y représente la production ou sa valeur et  $X_1, X_2, \dots, X_n$  les facteurs qui lui donnent naissance.

Cette fonction permet de rechercher et de comparer les productivités des facteurs de production dans différentes régions (Bublout, 1964).

Une telle approche vise à établir la fonction de production  $a_1, a_2$  pour la région I, et  $b_1, b_2$  pour la région II (voir figure I). La différence de productivité

---

(\*) Le manque de place nous oblige à présenter sommairement les grandes lignes des considérations théoriques développant des problèmes de méthodologie scientifique. Les lecteurs que ces développements intéressent particulièrement peuvent s'adresser aux auteurs pour les obtenir.

(1) Faculté des Sciences Agronomiques, Département d'Economie et de Sociologie Rurales, Place Croix-du-Sud, 3 - 1348 Louvain-la-Neuve, Belgique.

de  $a_1$  par rapport à  $a_2$  et de  $b_1$  par rapport à  $b_2$ , représente les variations de productivité entre les exploitations retenues pour représenter les régions. Dès lors, les fonctions de production 1, 1' et 3, 3' représentent respectivement les exploitations où la productivité est la plus basse et la plus élevée pour les régions I et III.

En termes d'analyse de la covariance, ce procédé retient deux critères de classification (région et exploitation), et il prend en considération non seulement les différences de productivité « entre régions » (B figure I), mais aussi les différences de productivité enregistrées « au-dedans » de chaque région (A figure I). Ce fait peut entraîner une surestimation (II) ou une sous-estimation des économies d'échelle résultant des différences entre exploitations à l'intérieur de chaque région.

Puisque l'objectif est d'analyser les différences de productivité entre régions, il faut réduire le biais dû aux différences entre exploitations. Pour le faire, Kislév (1966) recommande l'introduction de la « dummy » variable région qui a pour conséquence l'établissement d'une seule équation de régression pour l'ensemble des régions considérées.

Par cette technique, la fonction de production de la région I sera représentée par la courbe 2 et dans la région II par la courbe 2' (voir figure I) ; le décalage entre elles (B) sera donné par la « dummy » variable région.

Dans le cas où l'on dispose aussi d'une série chronologique de données, l'analyse de la covariance est d'application puisqu'il est alors possible de répartir la variance totale observée entre l'effet région et l'effet

temps. La figure 1 peut également servir de support à l'analyse à condition cette fois de faire les observations dans le temps (années) plutôt que dans l'espace (exploitations). En effet, il importe à présent de suivre, par un groupe d'exploitations représentant la région, les performances des différents facteurs de production dans le temps.

Le fait de disposer d'éléments comptables pour un nombre raisonnable d'exploitations agricoles belges, lesquels ont été obtenus pendant une période de six années consécutives, permettra de considérer en une seule fonction de production, la combinaison des séries spatiale et chronologique des données. Les régions considérées dans cette étude jouissent de conditions agro-écologiques sensiblement homogènes.

Du point de vue de l'économie de la production, chaque région est représentée par des exploitations agricoles dont les résultats économiques et les modes de production sont directement dépendants des caractéristiques propres de la région.

Dans l'optique des fonctions de production, une région est caractérisée par l'efficacité des facteurs de production utilisés pour l'ensemble des entreprises où chacune d'elles constitue l'unité d'observation.

Ceci dit, il importe avant tout de définir un modèle économique qui représente le comportement de l'entreprise agricole ; il s'agit de construire un modèle statistique ayant pour base ce modèle économique et enfin, d'introduire des modifications relatives aux séries spatiales et chronologiques de données.

D'après la théorie de la firme, il est possible en combinant les séries spatiales et chronologiques des données, de construire un modèle économique dont la traduction en termes statistiques peut être représentée par l'équation suivante (2) :

$$y_{it} = k_0 + k_t + k_i + \sum_{j=1}^J \alpha_j x_{i,t} + w_{it} \quad [2]$$

$$i = 1, 2, \dots, I \quad t = 1, 2, \dots, T$$

où les lettres minuscules représentent le logarithme des variables considérées, à savoir :  $k_0$  est un terme constant ;  $k_t$  et  $k_i$  sont « dummy » variables associées au temps  $T =$  nombre de périodes de temps considérées) et à l'espace ( $I =$  nombre de régions considérées) respectivement ;  $x_i$  sont les facteurs de production retenus et  $\alpha_i$  sont les élasticités de production de ces mêmes facteurs (voir définition des variables à l'annexe I).

Le modèle représenté par l'équation [2] suppose que les élasticités  $\alpha_i$  sont constantes, soit dans la série spatiale, soit dans la série chronologique de données ; ceci correspond à un déplacement parallèle de la fonction de production.

Un modèle plus général est présenté par Paris (1966), qui admet que les élasticités soient variables tant dans la série spatiale que dans la série chronologique des

(2) HOCH, 1962 ; PARIS, 1966 ; ZELLNER, 1966.

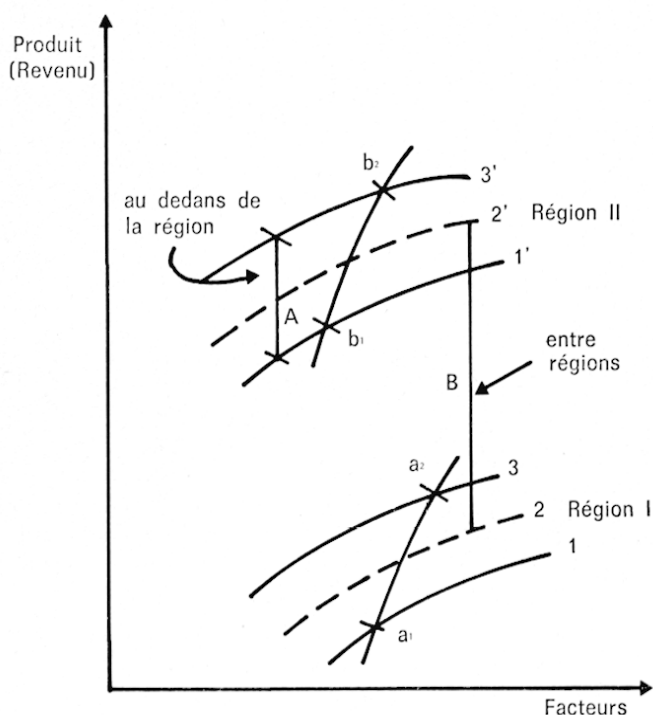


FIGURE 1 — Fonctions de production : différences de productivité entre régions et à l'intérieur de chaque région

données. Ce modèle peut être présenté, dans sa forme logarithme, comme suit :

$$y_{it} = k_0 + k_1 + k_2 + \sum_{j=1}^J (\alpha_j + \varepsilon_{jt} + \beta_{jt}) x_{j, it} + w_{it} \quad [3]$$

$$i = 1, 2, \dots, I \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Fondamentalement,  $k_1$  et  $\varepsilon_{jt}$  traduisent les caractéristiques propres à chaque région, conditions agro-écologiques ou conditions techniques. L'effet temps,  $k_2$  et  $\beta_{jt}$ , traduira les variations climatiques entre les périodes de temps considérées, la variation des prix et le progrès technique.

## LA METHODE

Les considérations théoriques précédentes nous ont conduit à procéder à une analyse des différences inter-régionales par des mouvements le long d'une fonction agrégée de la production agricole et par d'éventuels déplacements de cette fonction selon certaines régions et selon certaines années.

Les études de ce type soulèvent des problèmes du choix de la forme mathématique de la fonction, du choix des variables à inclure dans la fonction et du choix de la technique d'estimation des paramètres.

Malgré les inconvénients propres à la fonction du type Cobb-Douglas, celle-ci a été choisie. Elle présente, au-delà de la facilité de traitement et d'interprétation, une bonne adaptation aux réalités de la production agricole. Ce fait est de grande importance, puisque le test décisif d'une fonction de production doit être son adéquation à la réalité (3). Dans la pratique, cette fonction a donné des résultats assez encourageants (4).

Le choix des variables a été dicté par les considérations théoriques précédentes et par les conditions rappelées par Bradford et Johnson (1953). Ces conditions doivent être respectées pour que les facteurs puissent être rassemblés en catégories homogènes. Les variables retenues (présentées en annexe) sont, d'une part, la valeur de la production (variable dépendante) et d'autre part, la surface agricole utile (SAU), les unités homme travail (UHT total), les inputs et le cheptel fixe (variables indépendantes).

La relation entre la variable dépendante et les variables explicatives est établie grâce aux équations [2] et [3] où l'on considère les variables métriques ( $x_{j, it}$ ) et les variables non métriques  $k_1$  et  $k_2$  qui permettront le déplacement de la fonction selon les régions et selon les années.

Pour tenir compte à la fois des relations techniques et de l'influence des variables responsables du déplacement de la fonction, les hypothèses suivantes doivent être testées :

Cependant, en [2] et [3],  $k_1$  et  $k_2$  ne sont pas incorporés dans la fonction, tandis que  $\varepsilon_{jt}$  et  $\beta_{jt}$ , en [3] prennent en compte la liaison existant entre l'effet « temps » et l'effet « région » d'une part, et les facteurs de production d'autre part. En d'autres mots, l'équation [2] considère les effets région et temps comme ayant exclusivement un effet traduit par le déplacement de la fonction de production par rapport à l'origine, tandis que l'équation [3] envisage aussi l'hypothèse d'une modification des élasticités de production au cours de la période de temps envisagée ou en passant d'une région à l'autre.

- 1)  $k_1 = 0$  pour tout  $i = 1, 2, \dots, I$  et  $k_2 \neq 0$  pour tout  $t = 1, 2, \dots, T$  ;
  - 1.1) Avec  $\alpha_j$  constant, soit considérant l'équation [2] ;
  - 1.2) Avec  $\varepsilon_{jt} = 0$  pour tout  $i = 1, 2, \dots, I$  et  $\beta_{jt} \neq 0$  pour tout  $t = 1, 2, \dots, T$ , soit considérant l'équation [3] ;
- 2)  $k_1 = 0$  pour tout  $t = 1, 2, \dots, T$  et  $k_2 \neq 0$  pour tout  $i = 1, 2, \dots, I$  ;
  - 2.1) Avec  $\alpha_j$  constant, considérant l'équation [2] ;
  - 2.2) Avec  $\beta_{jt} = 0$  pour tout  $t = 1, 2, \dots, T$  et  $\varepsilon_{jt} \neq 0$  pour tout  $i = 1, 2, \dots, I$ , équation [3].

L'introduction des hypothèses 1, 2 et 2, 2 doit permettre de tester si les élasticités sont constantes entre les régions et au cours du temps.

Le choix entre l'équation [2] et [3], ainsi que les variables non-métriques à prendre en considération, dépend du rejet ou de l'acceptation des hypothèses retenues. Ainsi, par exemple, si  $H : (k_1 = 0)$  et/ou  $H : (k_2 = 0)$  sont rejetées et si  $H : (\varepsilon_{jt} = 0)$  et  $H : (\beta_{jt} = 0)$  ne sont pas rejetées, l'équation [2] doit être choisie ; si  $H : (k_1 = 0)$  et/ou  $H : (\beta_{jt} = 0)$  et  $H : (\varepsilon_{jt} = 0)$  et/ou  $H : (\beta_{jt} = 0)$  sont rejetées, alors l'équation [3] sera retenue.

Par contre, si toutes les hypothèses ci-dessus ne sont pas rejetées, les équations [2] et [3] seront équivalentes : les effets région et temps ne sont pas à considérer.

Néanmoins, nous devons remarquer que le modèle [3] dans sa forme plus générale, soit  $k_1 \neq 0$ ,  $k_2 \neq 0$ ,  $\varepsilon_{jt} \neq 0$  et  $\beta_{jt} \neq 0$  pour tout  $i = 1, 2, \dots, I$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$  et  $j = 1, 2, \dots, J$ , ne pourra être retenu, puisque le nombre d'observations disponibles est insuffisant.

Les variables en valeur monétaire seront déflatées par l'indice des prix ayant comme base la moyenne des années 1962-63-64 suivant la technique présentée par Trant (1956). Comme nous travaillons avec une série chronologique, ce procédé permettra d'éliminer l'effet global des variations de prix d'année en année, mais l'effet des variations relatives des prix ne pourra cependant pas être éliminé par cette méthode.

(3) RASMUSSEN et SANDILANDS, cité par GIRAO (1965).

(4) PARISH et DILON, cité par GIRAO (1965).

## APPLICATION ET RESULTATS

Les hypothèses statistiques décrites ci-dessus ont été testées pour essayer de dégager l'influence des effets région et/ou du temps sur la valeur de la production.

Ces deux effets peuvent agir d'une façon neutre ou non neutre. Cet aspect peut être mis en évidence dans l'équation [2] où les élasticités de production sont indépendantes de ces deux effets ( $\alpha_i = \text{constant}$  pour tout  $i = 1, 2, \dots, I$  et  $t = 1, 2, \dots, T$ ), ou dans l'équation [3] qui autorise la variation de l'ordonnée à l'origine de la « pente » ( $\alpha_i + \varepsilon_{it} + \beta_{it}$ ) en fonction du temps et/ou de la région, tel qu'on l'a déjà remarqué.

La spécification de la fonction de production envisage donc la possibilité des différences de productivité régionale et de productivité dans le temps.

Les fonctions de production de deux régions peuvent être schématisées par la figure 1. Les combinaisons observées de facteurs-produits sont représentées par les points  $a_1, a_2, b_1, b_2$ . La différence de productivité de  $a_1$  par rapport à  $a_2$  dans la région I et de  $b_1$  par rapport à  $b_2$  en II représente les variations de productivité au-dedans de chaque région dues à l'« effet-temps » qui comprend les variations climatiques, le progrès technique et les variations de prix d'année en année. Dans notre modèle, l'effet-temps représente une valeur moyenne de ce type de variation pour l'ensemble des régions.

D'autre part, la différence de productivité régionale (voir figure I), est représentée dans notre modèle par « l'effet-région » lequel mesure la différence entre les productivités moyennes (dans le temps) de chaque région.

Puisque les variables en valeur monétaire sont exprimées à prix constant, « l'effet-temps » représentera seulement les variations climatiques et les variations dans la combinaison des facteurs dues au progrès technique. De ce fait, « l'effet-région » représentera exclusivement les différences de productivité entre régions.

Les hypothèses testées (voir tableau 1) montrent que « l'effet-temps » est significatif et s'exprime par un déplacement de la fonction agrégée par rapport à l'origine et par une modification des élasticités de production au cours de la période de temps considérée.

Quant à « l'effet-région », son importance sur la valeur de la production est significative, mais agit d'une façon neutre, c'est-à-dire que cet effet fait déplacer la fonction de production par rapport à l'origine, sans entraîner une modification différentielle des élasticités des productions des facteurs par rapport à la valeur de la production agricole. Les fonctions de production estimées pour les hypothèses qui se sont révélées significatives, correspondent aux régressions 2, 3 et 4 du tableau 2.

La régression 1 (voir tableau 2), pour laquelle  $k_i = k_t = 0$ , nous a permis dans une première approche, de choisir les facteurs de production qui, comme variables indépendantes, expliquent la valeur de la production agricole. Pour  $R^2 = 0,915$  et un  $F(4,55) = 148,8$  nous pouvons considérer la relation significative au niveau de 1 % de probabilité. D'autre part, la signification des coefficients de régression testés par le test « t » de Student sont significativement différents de zéro au niveau de 1 %, à l'exception de  $X_1$  (SAU) lequel a été significatif au niveau de 30 % de probabilité.

La grande variation entre les élasticités obtenues par les différentes régressions était attendue, puisque chaque régression est établie en considérant le même ensemble de données, mais pris selon différentes optiques. En effet, les paramètres estimés par la régression 1 l'ont été en prenant en considération l'ensemble des variations de productivité entre et à l'intérieur des régions, considérant que la fonction de production, comme sur la figure I, puisse être représentée par une ligne unissant les points  $a_1, a_2, b_1, b_2$ .

Les tests effectués ci-dessus permettent d'établir les régressions 5 et 6 (voir tableau 2) qui correspondent respectivement au choix de l'équation [2] pour  $k_i$  et  $k_t \neq 0$  pour tout  $i$  et  $t$ , et au choix de l'équation [3] pour  $k_i, k_t$  et  $\beta_{it} \neq 0$  pour tout  $i, t$  et  $j$ .

L'introduction des « dummy » variables qui traduisent les effet-temps et région, ont augmenté le degré de signification globale ( $R^2$ , voir tableau 2). Par contre, la signification des coefficients de régression testés par le test « t » de Student n'a pas continué à être significatif à un niveau élevé pour tous les paramètres estimés.

TABLEAU 1 — Hypothèses statistiques testées

Hypothèse testée	Equation considérée	F calculé (5)	F critique
1) $H : (k_i = 0)$			
1.1) $\alpha_i$ constant	[2]	$F(5,50) = 9,09$	$F_{0,01} = 3,41$
1.2) $\varepsilon_{it} = 0$ ; $\beta_{it} \neq 0$	[3]	$F(20,30) = 2,44$	$F_{0,05} = 1,95$
2) $H : (k_i = 0)$			
2.1) $\alpha_i$ constant	[2]	$F(9,46) = 9,55$	$F_{0,01} = 2,82$
2.2) $\varepsilon_{it} \neq 0$ ; $\beta_{it} \neq 0$	[3]	$F(36,10) = 0,97$	$F_{0,05} = 2,69$

(5) JOHNSTON (1972), Analyse de la covariance.

TABLEAU 2 — Les fonctions de production

REGRESSION (6)	1	2	3	4	5	6
R <sup>2</sup> . . . . .	0,915	0,956	0,970	0,983	0,995	0,999
SAU (x <sub>1</sub> ) . . . . .	— 0,101 (1,201)	0,263 (2,128)	0,474 (1,718)	0,726 (2,040)	0,358 (1,869)	0,232 (0,659)
UHT (x <sub>2</sub> ) . . . . .	0,440 (3,712)	0,613 (2,928)	— 0,341 (0,838)	0,668 (1,422)	— 0,256 (1,035)	— 0,069 (0,276)
Input (x <sub>3</sub> ) . . . . .	0,147 (2,881)	0,323 (4,788)	— 0,073 (1,324)	0,902 (3,196)	0,026 (0,815)	0,047 (0,519)
Cheptel fixe (x <sub>4</sub> ) . . . . .	0,861 (6,742)	0,144 (0,543)	0,826 (6,859)	— 0,848 (1,158)	0,666 (4,217)	0,961 (3,185)
Σ coefficients . . . . .	1,131	1,343	0,886	1,448	0,794	1,171
Effet-temps (k <sub>t</sub> ) . . . . .	—	oui	—	oui	oui	oui
Effet-temps (k <sub>t</sub> et β <sub>1t</sub> ) . .	—	—	—	oui	—	oui
Effet-région (k <sub>i</sub> ) . . . . .	—	—	oui	—	oui	oui

(6) Entre parenthèses, les valeurs de t.

A ce sujet, Heady et Dillon (1961) notent qu'il n'est pas souhaitable d'exclure des variables associées aux coefficients non significatifs, puisque le test de signification mesure seulement la force avec laquelle est rejetée la plus mauvaise hypothèse. Même si l'évidence que le coefficient de régression soit différent de zéro est mince, la meilleure estimation de leur grandeur est encore de l'obtenir grâce aux données. Les mêmes auteurs citent le critère pris par Anderson

pour lequel une variable doit être seulement éliminée si l'erreur-standard du coefficient de régression qui lui est associé est supérieur à leur valeur absolue, et pour qui même dans ce cas, si la logique le conseille, elle doit être maintenue.

Nonobstant la signification des tests globaux pour la régression 6, elle ne sera pas retenue, puisque les considérations précédentes à son propos y prennent une importance accrue.

## INTERPRETATION DES RESULTATS ET CONCLUSIONS

La Belgique est divisée en plusieurs régions agricoles dont les critères de délimitation se basent sur les conditions agro-écologiques.

L'étude qui précède est un essai de détermination de l'influence des caractéristiques régionales (effet-région) sur la valeur de production agricole. Puisque les variations climatiques d'année en année constituent également une cause de variation du rendement agricole, nous avons dû prendre en considération « l'effet-temps » qui permet de mieux isoler les différences de productivité régionale.

L'introduction dans une seule équation des effets région (k<sub>i</sub>) et temps (k<sub>t</sub>) a apporté une contribution significative dans l'explication de la valeur de la production agricole, comme l'indiquent les valeurs reprises aux tableaux 1 et 2. D'autre part, l'introduction de la « dummy » variable région a confirmé que son absence dans le modèle entraîne une surestimation des économies d'échelle (tableau 2), tel que l'indique Kislev (1966).

Comme nous avons considéré les variables exprimées aux prix de 1962-1963-1964, les variables k<sub>t</sub> et β<sub>1t</sub> traduisent uniquement les variations climatiques d'année en année et l'action du progrès technique pour l'ensemble des régions considérées. Cependant, comme la période de temps considérée (six ans) est très étroite pour évaluer les variations dues au progrès technique, les valeurs estimées pour k<sub>t</sub> (tableau 3) mesurent surtout la variation due aux conditions climatiques.

Bien que n'ayant pu retenir la fonction de production agrégée exprimée par la régression 6 (tableau 2), le fait que l'hypothèse statistique 1.2 testée (tableau 1) ait été significative, montre qu'il y a un effet positif ou négatif du temps sur l'efficacité de chaque facteur de production.

Puisque l'unité d'observation est l'entreprise qui a pour objectif la maximisation du profit, le coefficient ε<sub>1i</sub> peut être interprété comme une mesure de l'efficacité d'application du facteur j dans la région i. Pour ce

cas, l'hypothèse statistique (2. 2) testée (tableau 1) n'a pas été significative : il n'y a pas de différence régionale dans l'efficacité d'application de chaque facteur considéré.

Nonobstant ce fait, les régions présentent différentes valeurs de production justifiées par une productivité globale des facteurs différente. Cette différence est représentée par les valeurs prises par la variable  $k_1$  (tableau 4) : pour une égale quantité de facteurs appliqués, une région donne naissance à une valeur de production de  $x$  % par rapport à la région limoneuse choisie comme référence. Ainsi, pour une même « collection » de facteurs de production, la Campine a une valeur de production de 87,9 % par rapport à la région limoneuse.

TABLEAU 3 — Effet « temps » (régression 5, tableau 2)

Année	$K_1 \times 100$	$Y/(X_1, X_2, \dots, X_n)$
1968 .....	236,33	108,2
1969 .....	237,25	108,7
1970 .....	218,34	100
1971 .....	237,04	108,6
1972 .....	245,39	112,4
1973 .....	234,97	107,6

TABLEAU 4 — Effet « région » (régression 5, tableau 2)

Région	$K_1 \times 100$	$Y/(X_1, X_2, \dots, X_n)$
1. Sablo-limoneuse ...	331,93	111,3
2. Sablonneuse ..	327,08	109,7
3. Polders .....	313,01	104,9
4. Herbagère ..	307,33	103,1
5. Limoneuse ..	298,22	100
6. Condroz ....	295,18	98,9
7. Famenne ....	273,02	95,6
8. Campine ....	262,05	87,9
9. Hte-Ardenne .	260,23	87,3
10. Ardennes ...	245,02	82,2

La position relative des régions quant à la productivité globale des facteurs, montre que les différences agro-écologiques n'ont pas expliqué la différence régionale constatée ; les régions les plus favorisées par des caractéristiques agro-écologiques ne présentent donc pas forcément la productivité globale la plus élevée pour les facteurs utilisés. En effet, des régions moins favorisées (sablonneuse, sablo-limoneuse par rapport à limoneuse, polders) présentent une meilleure productivité globale des facteurs.

Comme nous l'avons vu ci-dessus, chaque région suivant ses caractéristiques propres (conditions écologiques et socio-économiques) pratique les systèmes de production qui peuvent le mieux valoriser les facteurs

disponibles et qui, en moyenne, ont une efficacité d'application semblable à celle vérifiée en d'autres régions. La différence enregistrée au niveau de la productivité globale des facteurs correspondra donc au degré d'intensification dans l'usage des facteurs variables (engrais, semences, aliments du bétail, etc.).

Les régions moins bien dotées par la nature, pratiquent des spéculations qui incorporent plus de facteurs variables (porc, poulet, pomme de terre, bovins) et obtiennent des valeurs plus élevées en ce qui concerne la productivité globale des facteurs utilisés (7).

Toutefois, la réponse à cette incorporation des facteurs variables diffère aussi de région à région, comme nous pouvons le constater pour les valeurs de  $k_1$  (tableau 5) quand la variable dépendante n'est plus la valeur de la production, mais la valeur ajoutée. La position relative des régions (tableau 5) montre que pour une même « collection » de facteurs, la région limoneuse valorise le mieux les ressources disponibles, nonobstant une valeur inférieure de la production agricole totale relativement à d'autres régions telles que la région sablo-limoneuse et la sablonneuse. Cette même comparaison peut être faite entre d'autres régions.

L'intensification de la production apparaît comme le moyen principal d'accroître la valeur de la production agricole et donc les revenus. Mais cette intensification est fortement liée aux conditions socio-économiques de chaque région ; ainsi, certaines régions peuvent aller plus loin que d'autres dans l'incorporation des facteurs variables en vue de l'obtention d'une valeur de production proportionnellement plus grande. Ce fait est traduit dans la réalité par les types de systèmes de production pratiqués par chaque région.

TABLEAU 5 — Effet « région » (Y = valeur ajoutée)

Région	$K_1$	$Y(X_1, X_2, \dots, X_n)$ (région 1 = 100)
1. Limoneuse ..	218,23	100
2. Sablonneuse ..	203,99	93,5
3. Polders .....	199,40	91,4
4. Famenne ....	199,21	91,3
5. Sablo-limoneuse ...	191,89	87,9
6. Hte-Ardenne .	190,35	87,2
7. Herbagère ...	190,25	87,2
8. Campine ....	187,42	85,9
9. Condroz ....	182,18	83,5
10. Ardennes ....	179,97	82,5

(7) Nous avons établi les mêmes hypothèses statistiques citées au paragraphe 3, ayant comme variable dépendante la valeur ajoutée [valeur de la production — (engrais + semences et plants achetés + aliments achetés)] et comme variables indépendantes les mêmes définies à l'annexe 1. Pour ne pas alourdir le texte, nous nous dispensons de présenter toutes les valeurs trouvées.

Il nous semble donc qu'une région serait mieux définie par les systèmes de production mis en œuvre qui tiennent compte implicitement des conditions agro-écologiques et reflètent mieux la réalité économique. Ceci est particulièrement vrai en pays développés où les systèmes de production pratiqués sont plus influencés par les conditions économiques que par les conditions agro-écologiques.

Les résultats de cette étude ne constituent qu'un pas dans l'analyse des différences interrégionales du revenu agricole. Il faudra, dans des étapes ultérieures, rendre compte des différences dans les combinaisons observées

de facteurs de production et des caractéristiques des systèmes de production.

Il semblerait intéressant d'analyser les différences de productivité entre les systèmes de production, indépendamment même des régions où ces systèmes sont pratiqués. D'autre part, pour mieux caractériser et définir les facteurs qui ont une influence significative sur le revenu agricole, l'introduction d'autres variables explicatives, telles que la méthode de gestion suivie par chaque exploitant à l'intérieur d'un type particulier de système de production, apparaîtra comme particulièrement intéressant.

## ANNEXE

### Données pour l'estimation des fonctions de production

Source : « Aperçu des résultats comptables », Ministère de l'Agriculture, I.E.A., Bruxelles, 10 régions, exercices comptables 1967/1968-1972/1973.

#### A. DEFINITION DES VARIABLES

Y (valeur de la production) est la valeur (francs) de la production qui comprend la valeur des produits vendus, la valeur de l'auto-consommation et la variation d'inventaire du cheptel.

$X_1$  (SAU) est la superficie agricole utile (ha).

$X_2$  (UHT total) est le nombre d'unités de travail correspondant au travail total presté par l'exploitant, les membres de sa famille et le personnel salarié.

$X_3$  (Inputs) est la valeur (francs) des engrais achetés, plus la valeur des aliments pour bétail, plus la valeur des produits commerciâbles provenant de l'exploitation et consommés par les animaux, plus la valeur des semences et plants provenant de l'exploitation et ayant trait à la récolte.

$X_4$  (Chaptel fixe) est la valeur (francs) correspondant à la somme du cheptel vivant et du matériel, ceux-ci définis comme suit :

**Cheptel vivant** : valeur estimée à la myonne arithmétique des valeurs marchandes de toutes les catégories d'animaux à l'inventaires d'entrée et à l'inventaire de sortie.

**Matériel** : valeur de remplacement du cheptel mort qui désigne la valeur à l'état neuf, estimée au prix de l'année, des machines et du matériel existant à l'exploitation pendant l'année comptable étudiée.

Les variables définies ci-dessus seront considérées pour l'estimation des paramètres de la fonction de production comme les logarithmes des moyennes par ferme dans chaque région et par année.

#### B. SERIES SPATIALES ET CHRONOLOGIQUES

On a considéré les 10 régions suivantes : Limoneuse (103), Sablo-Limoneuse (58), Polders (27), Sablonneuse (62), Campine (44), Haute-Ardenne (22), Condroz (30), Herbagère (29), Famenne (29) et Ardenne (32). Pour les définir, on a utilisé les données comptables sur une période de six ans, du nombre d'exploitations qui est indiqué entre parenthèses. Pour l'ensemble de la Belgique, on a donc disposé de 436 exploitations.

Les entreprises considérées dans chaque région n'ont pas été prises au hasard, puisque ne peuvent être retenues que celles qui étaient disposées à collaborer avec le service de comptabilité pendant les exercices allant de 1968-1969 à 1973-1974. Ces exploitants ont généralement une formation technique et économique bien supérieure à la moyenne des exploitants de la région : les résultats comptables de leurs exploitations sont bien plus favorables que la moyenne de la région (Bublôt, 1964).

Les moyennes régionales doivent être basées sur les données provenant de 30 fermes au minimum, ce qui nous a obligé à considérer seulement les régions citées ci-dessus, bien que quatre d'entre elles ne respectent pas cette exigence.

## BIBLIOGRAPHIE

BUBLLOT, G., VAN HAEPEREN, J. (1964) : Analyse régionale de la production agricole belge par les fonctions de production, Centre de Recherches d'Economie Rurale, Heverlee-Louvain, 106 p.

BUBLLOT, G. (1965) : L'exploitation agricole : économie, gestion, analyse. Editions Nauwelaerts, Louvain, 647 p.

BRADFORD, L.A., JOHNSON, G.L. (1953) : Farm Management Analysis, John Wiley and Sons, New York, London, 438 p.

EVENSON, R.E., KISLEV, Y. (1971) : Agricultural Research and Productivity, New Haven et London, Yale University Press, 203 p.

FANFANI, R. (1975) : Pooling time-series and cross-section data : A review, European Review of Agricultural Economics, vol. 2/1, Mouton, Paris, p. 65-85.

GIRAO, J.A. (1965) : A função de produção de Cobb-Douglas e a análise inter-regional da produção agrícola, Fundação Calouste Gulbenkian, CEEA, Lisboa, 117 p.

HEADY, E.O., DILLON, J.L. (1961) : Agricultural Production Functions, The Iowa State University Press, Iowa, 667 p.

HOCH, I. (1962) : Estimation of Production Function Parameters combining time-series and cross-section data, *Econometrica*, vol. 30, n° 1, January, p. 34-53.

INSTITUT ECONOMIQUE AGRICOLE (IEA) (1975) : Statistiques de l'IEA, 1975, Ministère de l'Agriculture, Bruxelles.

JOHNSTON, J. (1972) : *Econometric Methods*, second edition, Mc Graw-Hill Kosakusha Ltd, Tokio, 434 p.

KISLEV, Y. (1966) : Overestimates of returns to scale in agriculture — A case of synchronized aggregation, *Journal of Farm Economics*, vol. 48, n° 4, Part I, November, p. 967-983.

KIM, J., KOHOUT, F.J. (1975) : Special topics in general linear models, *Statistical Package for the Social Sciences*, second edition, Mc Graw-Hill Book Company, p. 368-397.

PARIS, Q. (1966) : Stima di funzioni di produzione a coefficienti variabili per singole aziende, *Rivista di Economia Agraria*, Anno XXI, Fascicolo VI, p. 56-71.

TRANT, G.I. (1956) : Adjusting for price levels in production function studies, in HEADY, E.O. : *Resource Productivity, Returns to Scale, and Farm Size*. Iowa State College Press, Ames, Iowa, p. 162-167.

WAMPACH, J.P. (1968) : Effets des facteurs de production et effets régionaux sur le revenu agricole, *Revue Canadienne d'Economie Rurale*, vol. 16, n° 3, octobre, p. 1-17.

WINER, B.J. (1962) : *Statistical Principles in Experimental Design*. Mc Graw-Hill Book Company Inc., New York, London.

ZELLNER A., KWENTA, J., DREZE, J. (1966) : Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Function Models, *Econometrica*, vol. 34, n° 4, octobre, p. 784-795.