

Analyse empirique des fonctions de production de Bosnie-Herzégovine sur la période 1952-1989

Rabija SOMUN¹

Résumé

Dans cette étude nous analysons et appliquons différents types de fonction de production à l'industrie de la Bosnie-Herzégovine sur la période 1952-1989. Les investigations économétriques consistent à estimer successivement les spécifications de la fonction de production de Cobb-Douglas, de Solow-Nelson et de la fonction à élasticité de substitution constante sur la période considérée et sur deux sous-périodes 1952-1965 et 1966-1989. Les résultats des estimations de la fonction Cobb-Douglas avec les rendements d'échelle constants demeurent pertinents et acceptables sur la -1989 et sur les deux sous-périodes. Le modèle Solow-Nelson n'est retenu que sur la sous-période 1966-1989. Les résultats des estimations des fonctions à élasticité de substitution constante ne sont pas retenus. Il ressort des résultats obtenus que la contribution du capital était prépondérante à la croissance du produit social de la Bosnie-Herzégovine sur la période étudiée.

Classification JEL : C20 - O47 - P24

Mots clés : Fonction de production- Estimations économétriques- Croissance- Bosnie-Herzégovine.

Empirical analysis of production function of Bosnia and Herzegovina for the period 1952-1989

Abstract

In this study, different production functions were analysed and applied to the industry of Bosnia Herzegovina for the period 1952-1989. Econometric applications consist of estimating specifications of the Cobb-Douglas production function, of the Solow-Nelson and of the constant-elasticity of substitution production function for following periods: 1952-1965, 1966-1989. The obtained results for Cobb-Douglas production estimation function regarding constant returns to scale are acceptable for all studied periods. The Solow-Nelson is acceptable only for the period 1966-1989. The results of production function of constant returns to scale were not accepted. Therefore it seems that the contribution of capital was a key factor in Bosnia Herzegovina's growth during the studied periods.

JEL Classification : C22 - O47 - P24

Key words : Production fonction- Applications econometric- Growth – Bosnia and Herzegovina.

¹ Maître de conférences invitée à l'ULP et chercheur au CEREQ-BETA. Je remercie J.El Ouaidighi pour son soutien tout au long de ce travail et ses remarques constructives sur des versions antérieures de ce texte, ainsi que M.Sidiropulos. La clause usuelle de responsabilité s'applique.

Analyse empirique des fonctions de production de Bosnie-Herzégovine sur la période 1952-1989

Introduction

Dans cette étude nous allons analyser et appliquer les différents types des fonctions de production dans l'industrie de la Bosnie-Herzégovine.² Tout d'abord nous allons commencer par l'analyse de l'évolution de la structure du produit social dans l'économie de la Bosnie-Herzégovine et cela sur la période 1952-1989. Il s'avère que l'industrie a eu un rôle prépondérant dans la croissance et a contribué à modifier considérablement la structure du produit social.

Nous distinguerons deux sous périodes. La première, qui s'étale de 1952 à 1965, est relativement homogène d'un point de vue de politique économique et est caractérisée par les taux moyens de croissance plus élevés que ceux de la deuxième 66-1989. Cette dernière est caractérisée par les changements importants dans le système politique et économique. Donc nous allons analyser et appliquer des différents types des fonctions de production dans l'industrie de la Bosnie-Herzégovine sur la période 1952-1989 et sur les deux sous périodes. Notre investigation économétrique consiste à estimer en séries temporelles, différentes spécifications de la fonction de production de Cobb-Douglas, de la fonction Solow-Nelson et de la fonction à élasticité de substitution constante (CES).

I Le cadre statistique

Les données statistiques relatives à la période 1952-1989 sont obtenues à partir des Annuaire statistiques de la Bosnie-Herzégovine publiés par l'Office de Statistique de la Bosnie-Herzégovine.

I – 1. La mesure des agrégats

Nous avons utilisé les données concernant trois agrégats principaux : produit social (PIB) pour mesurer la production, la valeur du capital fixe et le nombre des employés pour mesurer capital et travail respectivement.

La production est mesurée par le produit social aux prix constants. Le produit social est le principal agrégat du système de comptes de la Bosnie. Cet agrégat est égal à la somme des valeurs ajoutées et il exprime la valeur de la production finale nécessaire pour satisfaire des besoins sociaux. Il correspond, donc, à la somme des valeurs de tous les produits une fois calculée. Dans ce système un groupe de services (les services santé, enseignement, banques, assurances, administrations, défense etc.) est considéré comme étant "non productif" et qui par conséquent ne contribue pas au Produit social.

² République Bosnie-Herzégovine était jusqu'à 1992 une de six Républiques socialistes constituant la République socialiste fédérative de Yougoslavie. Après les proclamations de l'indépendance de la Slovénie et de la Croatie, les habitants de la Bosnie-Herzégovine ont décidé par référendum, qui a eu lieu le 29 février et le 1 mars 1992, que leur pays deviendrait un pays indépendant et souverain. Le 6 avril 1992 la Bosnie-Herzégovine a été reconnue par l'ONU. L'agression de l'armée yougoslave et des forces serbes contre la Bosnie a commencé le jour même. La guerre a duré quatre ans. L'accord mettant la fin à la guerre a été signé à Dayton en 1995.

Selon le dernier recensement d'avril 1991 la population de Bosnie était de 4354911 habitants pour une superficie de 51 129 km^2 . C'était une économie socialiste fondée sur le principe de l'autogestion et de la propriété sociale. La propriété sociale est une notion originale et spécifique de l'économie socialiste yougoslave. Dans le système social économique et politique la plus grande partie des moyens de production appartenait à la société (propriété sociale) dont la gestion était assurée par les

| Période | Décomposition par secteur de propriété | | | Décomposition par secteur d'activité | | |
|---------|--|----------------|---------------|--------------------------------------|-------------|----------------------------|
| | Produit sociale d'économie | Secteur Public | Secteur privé | Industrie | Agriculture | Autres secteurs d'activité |
| 1952 | 100 | 73 | 27 | 18 | 27 | 55 |
| 1965 | 100 | 80 | 20 | 38 | 18 | 44 |
| 1966 | 100 | 78 | 22 | 36 | 21 | 44 |
| 1989 | 100 | 84 | 16 | 50 | 13 | 37 |

L'importance de secteur public a augmenté sur la période observée. Dans ce secteur ont été réalisé 73% du produit social en 1952 et 84% en 1989.

Le produit social réalisé en industrie est en hausse: 18% du produit social en 1952 et 50% en 1989 ont été réalisés en industrie.

Dans le tableau 2 on observe l'évolution des parts des facteurs de production de l'industrie dans l'économie.

³ En vertu du système normalisé de comptabilité nationale (dont le SECN est la version française) n est définie comme " une activité socialement organisée destinée à créer des biens et des services habituellement échangés sur un marché et/ou obtenus à l'aide de facteurs de production s'échangeant sur un marché." Archambault E., (1994), Comptabilité Nationale, Economica, 1994, page 34.

Tableau 2 Evolution des parts du capital fixe et de l'emploi d'industrie dans l'économie (en %)

| Période | Capital fixe | Emploi |
|---------|--------------|--------|
| 1952 | 43 | 32 |
| 1965 | 62 | 37 |
| 1966 | 62 | 38 |
| 1989 | 66 | 43 |

Sur la période observée la structure d'économie subissait d'importants changements grâce surtout à une industrialisation accélérée. Le capital fixe d'industrie a fixe total en 1952 et 66% en 1989.

La part des employés dans l'industrie a augmenté de 32% en 1952 à 43% en 1989.

Il est évident que l'industrie a eu un rôle prépondérant dans la croissance économique qui a élevé le niveau de développement économique du pays structure du produit social.

En vertu des analyses précédentes nous avons estimé⁴ les modèles pour l'industrie de Bosnie-Herzégovine sur la période de 1952 à 1989.

Nous avons également observé et analysé deux sous-périodes: 1952-1965 et 1966-1989. La période 1952- 1965 était relativement homogène car l'Etat exerçait le contrôle sur les prix et les investissements. La réforme économique de 1965 a libéré les prix et confié aux entreprises les décisions concernant les investissements.

Le but était d'établir une économie de marché socialiste. La date 1965 représente l'année de l'instauration de la réforme économique libérale et de la promulgation de la loi fondamentale sur les entreprises. Il est d'usage, à cause d'importance de cette forme, d'analyser la période avant et après la réforme.

La période 1966-1989 a été caractérisée d'importants changements du système économique et social. On pouvait aborder la mise au point du système social global proclamé par la Constitution de 1974, qui a été modifiée fin 1988 suivant la procédure prescrite pour la révision constitutionnelle, par quarante amendements. La loi sur le Travail associé a été proclamée en 1976. La loi sur les entreprises de 1989 a aboli la propriété sociale au sens de la Loi sur le Travail Associé. Ces changements ont eu un impact considérable sur la politique économique, la structure économique et la croissance.

Le tableau 3. présente les taux de croissance du produit social, du capital fixe et industrie de Bosnie-Herzégovine.

Tableau 3 Les taux de croissance des agrégats dans l'économie et l'industrie de Bosnie-Herzégovine

| Période | Produit social | | Capital fixe | | Emploi | |
|-----------|----------------|-----------|--------------|-----------|----------|-----------|
| | Economie | Industrie | Economie | Industrie | Economie | Industrie |
| 1952-1989 | 4.82 | 7.84 | 7.21 | 8.45 | 3.85 | 4.74 |
| 1952-1965 | 6.86 | 13.34 | 9.35 | 12.54 | 4.93 | 6.25 |
| 1966-1989 | 3.55 | 5.07 | 6.04 | 6.29 | 3.49 | 4.11 |

On constate que les taux de croissance des trois agrégats sont plus importants dans l'industrie et que les taux sur la période 1952-1965 sont plus élevés par rapport à la période 1966-1989.

⁴ Pour les estimations nous avons utilisé le logiciel RATS.

En 1965, le niveau de la production de l'industrie mesuré par le produit social est de 5 fois celui de 1952. En 1989, ce niveau représente 14 fois celui de la période initiale. Cette croissance importante de produit social est en effet le résultat des taux annuels moyens très différents. Ils ont une amplitude de -3% (minimum) au 21.21% (maximum).

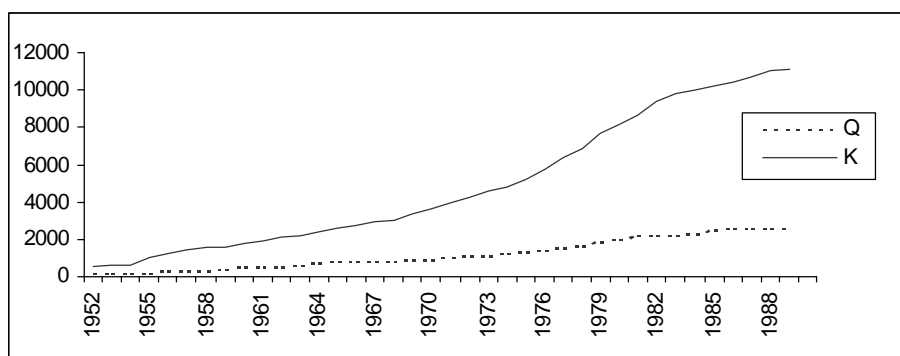
Le taux annuel moyen de capital fixe sur la période 1952-89 était de 8.45%. La valeur de capital fixe a été multipliée par 20 fois sur la période 1952-1989.

Les effectifs des employés augmentent sauf pendant la période 1964-1968. Le taux annuel moyen était de 4.74% pour la période 1952-1989.

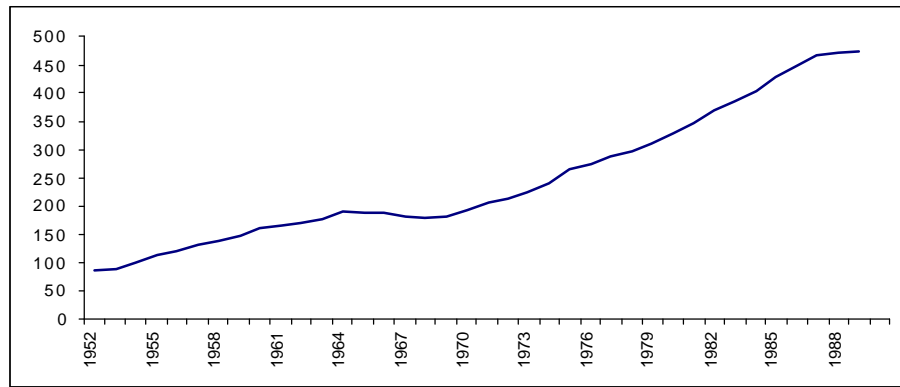
En effet les taux annuels moyens pour les trois agrégats étudiés sont plus élevés sur la période 1952-65 que sur la période 1966-89. Or on a constaté que la sous-période 1952-1965 était plus homogène d'un point de vue de politique économique,

-1989 était une période très riche en changements dans le système politique et économique ce qui a eu un impact considérable sur la croissance. L'évolution des trois agrégats et leurs taux de variation sont présentés sur les graphiques 1, 2 et 3.

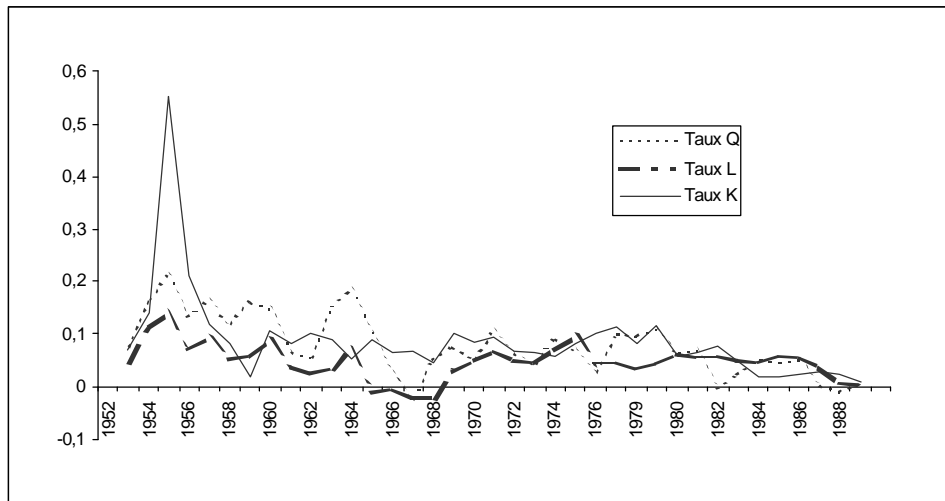
Graphique 1 Evolution du produit social Q et du capital K sur la période 1952-1989



Graphique 2 Évolution d'emploi sur la période 1952-1989



Graphique 3 Taux des variations du produit social, d'emploi et du capital fixe



II Fonction de production Cobb-Douglas

A partir des données citées ci-dessus nous avons estimé quatre spécifications de fonction de production Cobb-Douglas.

La forme générale de la fonction de production Cobb-Douglas est

$$Q = AL^{\alpha}K^{\beta} \quad (1)$$

$$A > 0, \alpha > 0, \beta > 0$$

Q, L, K désignent respectivement la production, le travail et le capital. Le paramètre A tient compte de l'efficacité des facteurs, α et β désignent l'élasticité de la production par rapport au travail et par rapport au capital respectivement.

En introduisant le progrès technique neutre dans le modèle (1) on obtient la

$$Q = AL^a K^b e^{g t} \quad (2)$$

Le coefficient $e^{g t}$ décrit l'évolution du progrès technique neutre au cours de la période γ est le taux du progrès technique neutre.

Les transformations linéaires des modèles (1) et (2) permettent de déduire les spécifications à estimer suivantes :

$$\ln Q = \ln A + a \ln L + b \ln K \quad (1a)$$

$$\ln Q = \ln A + a \ln L + b \ln K + g t \quad (2a)$$

Si on suppose les rendements d'échelle constants ($\alpha + \beta = 1$) l'équation (1) s'écrit de la manière suivante:

$$\frac{Q}{L} = A \left(\frac{K}{L} \right)^b \quad (3)$$

En introduisant le progrès technique neutre dans la fonction (3) on obtient :

$$\frac{Q}{L} = A \left(\frac{K}{L} \right)^b e^{g t} \quad (4)$$

Nous avons estimé les formes linéarisés des spécifications (3) et (4):

$$\ln q = \ln A + b \ln k \quad (3a)$$

$$\ln q = \ln A + b \ln k + g t \quad (4a)$$

où $q=Q/L$ et $k=K/L$

Premièrement nous avons estimé les quatre spécifications (1a-4a) en utilisant les données sur trois agrégats. Deuxièmement nous avons estimé les quatre spécifications mentionnées ci-dessus en remplaçant les variables Q, L et K par leurs taux de variation et nous avons noté ces modèles 1b, 2b, 3b et 4b.⁵

$$^5 \ln \frac{Q(t)}{Q(t-1)} = \ln A + a \ln \frac{L(t)}{L(t-1)} + b \ln \frac{K(t)}{K(t-1)} \quad (1b)$$

$$\ln \frac{Q(t)}{Q(t-1)} = \ln A + a \ln \frac{L(t)}{L(t-1)} + b \ln \frac{K(t)}{K(t-1)} + g \quad (2b)$$

$$\ln \frac{q(t)}{q(t-1)} = \ln A + b \ln \frac{k(t)}{k(t-1)} \quad (3b)$$

$$\ln \frac{q(t)}{q(t-1)} = \ln A + b \ln \frac{k(t)}{k(t-1)} + g \quad (4b)$$

Où $q=Q/L$ et $k=K/L$.

de production par rapport au capital et la valeur négative et non significative du taux de

partenant au taux du capital est de 0.212.

On rejette les estimations 2b) et 4b), donc les spécifications avec le progrès technique neutre inclus parce que les valeurs estimées de coefficient d'élasticité de production par rapport au capital ne sont pas significatives.

Le test de Durbin-Watson détecte une autocorrélation des résidus dans tous les modèles estimés. Il convient donc d'appliquer une procédure d'estimation dans le cas où l'autocorrélation des erreurs serait détectée.

Nous avons estimé les modèles en appliquant la méthode de Cochrane-Orcutt⁶. Les résultats d'estimations sont présentés dans les tableaux 6 et 7.

Tableau 6 Estimation de fonction Coob-Douglas sur la période 1952-1989 par la méthode Cochrane-Orcutt

| Modèle | lnA | α | β | γ | RHO | R^2 | SCR | D-W | |
|--------|-----|----------|---------|----------|---------|--------|--------|--------|--------|
| 1b) | 1. | 3.5973 | 0.6687 | 0.0451 | - | 0.9465 | 0.9984 | 0.0361 | 1.2834 |
| | 2. | 1.1210 | 0.1819 | 0.1050 | | 0.0119 | | | |
| | 3. | 3.21 | 3.68 | 0.43 | | 79.54 | | | |
| | 4. | 0.00 | 0.00 | 0.67 | | 0.00 | | | |
| 2b) | 1. | 11.0115 | 0.7651 | 0.0227 | -0.0916 | 0.9808 | 0.9985 | 0.0338 | 1.3865 |
| | 2. | 2.6210 | 0.1967 | 0.1020 | 0.0277 | 0.0382 | | | |
| | 3. | 4.20 | 3.89 | 0.22 | -3.31 | 25.65 | | | |
| | 4. | 0.00 | 0.00 | 0.82 | 0.00 | 0.00 | | | |
| 3b) | 1. | 1.6813 | - | 0.0661 | - | 0.9394 | 0.9918 | 0.0392 | 1.1369 |
| | 2. | 0.3721 | | 0.1075 | | 0.0157 | | | |
| | 3. | 4.52 | | 0.61 | | 59.93 | | | |
| | 4. | 0.00 | | 0.54 | | 0.00 | | | |
| 4b) | 1. | 10.8608 | - | 0.0300 | -0.1034 | 0.9826 | 0.9927 | 0.0352 | 1.3109 |
| | 2. | 2.5832 | | 0.1023 | 0.0308 | 0.0360 | | | |
| | 3. | 4.20 | | 0.29 | -3.35 | 27.26 | | | |
| | 4. | 0.00 | | 0.77 | 0.00 | 0.00 | | | |

Légende: 1. estimation des paramètres ; 2.écart type des paramètres estimés, 3.t-Student, 4.niveau significatif, R^2 le coefficient de détermination, SCR la somme des carrés des résidus, DW la statistique de Durbin-Watson.

⁶ Johnston J., (1988), Méthodes Econométriques, Economica, Tome 2, pages 383-385.

Tableau 7 Estimation de fonction Cobb-Douglas à partir des taux de variation sur la période 1952-1989 par la méthode Cochrane Orcutt

| Modèle | lnA | α | β | γ | RHO | R^2 | SCR | D-W |
|--------|--------|----------|---------|----------|--------|--------|--------|--------|
| 1b) 1. | 0.0269 | 0.9310 | 0.0543 | - | 0.5888 | 0.6298 | 0.0375 | 1.9479 |
| 2. | 0.0172 | 0.2375 | 0.0991 | | 0.1456 | | | |
| 3. | 1.56 | 3.92 | 0.55 | | 4.04 | | | |
| 4. | 0.13 | 0.13 | 0.59 | | 0.00 | | | |
| 2b) 1. | 0.0977 | 0.8239 | -0.0063 | -0.0029 | 0.2526 | 0.7172 | 0.0286 | 1.8660 |
| 2. | 0.0218 | 0.2023 | 0.0978 | 0.0007 | 0.1673 | | | |
| 3. | 4.48 | 4.07 | -0.06 | -3.94 | 1.51 | | | |
| 4. | 0.00 | 0.00 | 0.94 | 0.00 | 0.14 | | | |
| 3b) 1. | 0.0263 | | 0.0545 | - | 0.5880 | 0.3700 | 0.0375 | 1.9521 |
| 2. | 0.0140 | | 0.0976 | | 0.1428 | | | |
| 3. | 1.87 | | 0.56 | | 4.12 | | | |
| 4. | 0.07 | | 0.58 | | 0.00 | | | |
| 4b) 1. | 0.0853 | | 0.0006 | -0.0027 | 0.2918 | 0.5045 | 0.0295 | 1.8952 |
| 2. | 0.0184 | | 0.0971 | 0.0007 | 0.1642 | | | |
| 3. | 4.63 | | 0.00 | -3.65 | 1.78 | | | |
| 4. | 0.00 | | 0.99 | 0.00 | 0.08 | | | |

Légende: Voir le tableau 6.

A la lecture des résultats présentés dans les tableaux 6 et 7 nous constatons que:

Dans quatre modèles (1a-4a) subsiste néanmoins une autocorrélation positive des erreurs. Le coefficient RHO est très proche de 1 et significatif. Le coefficient β est non significatif au seuil de 5%.

Dans les modèles (1b-4b) l'autocorrélation ne subsiste plus mais le coefficient β n'est pas significativement différent de zéro pour un seuil de 5% (ni même pas pour un seuil de 50%). L'application de cette méthode n'a pas abouti à une amélioration

II-1.1. Estimation pour les sous périodes 1952-1965 et 1966-1989

Nous avons déjà constaté l'intérêt de refaire l'estimation en divisant la période observée en deux sous-périodes 1952-1965 et 1966-1989. Nous avons estimé huit spécifications pour chacune des sous périodes.

Ensuite, pour la sous-période 1966-1989, nous avons évalué le capital fixe productif. Pour évaluer ce dernier, nous avons appliqué la méthode de l'inventaire permanent. Le principe de cette méthode consiste à cumuler les différentes générations d'investissements sur une période égale à leur durée de vie en tenant compte des

⁷ Nous avons supposé que la durée de vie soit de 15 ans ce qui nous a permis d'évaluer le capital fixe en appliquant la méthode de l'inventaire permanent. Avec cette nouvelle variable et les autres variables inchangées nous avons refait l'estimation des huit modèles déjà -période 1966-1989, premièrement à partir des variables observées et leur taux de variation et deuxièmement à partir du capital évalué (les autres variables inchangées) et les taux des variables correspondantes. Les résultats de ces estimations sont présentés dans les tableaux qui suivent.

⁷ EL OUARDIGHI J., (1992), Structure du capital fixe productif et progrès technique: une étude -sectorielle sur la période 1959-1989, Thèse de Sciences Economiques, Université Louis Pasteur, Strasbourg, page 37-54.

Tableau 8 Estimation de fonction Cobb-Douglas sur la période 1952-1965

| Modèle | lnA | α | β | γ | R^2 | SCR | D-W | F |
|---------------|----------------|---------------|---------------|----------|---------------|---------------|---------------|--------------------------------|
| 1a) 1. | -4.2524 | 2.5164 | -0.3068 | | 0.9789 | 0.0651 | 0.6025 | 302.67 (2, 11) |
| 2. | 0.6913 | 0.5501 | 0.2911 | | | | | |
| 3. | -6.15 | -6.15 | -1.05 | | | | | |
| 4. | 0.00 | | 0.31 | | | | | |
| 2a) 1. | 1.9336 | 0.6484 | 0.0171 | 0.0832 | 0.9968 | 0.0088 | 1.1477 | 1368.29 (3, 10) |
| 2. | 0.8250 | 0.3167 | 0.1198 | 0.0104 | | | | |
| 3. | 2.38 | 2.04 | 0.14 | 7.96 | | | | |
| 4. | 0.03 | 0.06 | 0.88 | 0.00 | | | | |
| 3a) 1. | -1.2377 | 0.0399 | 0.9601 | | 0.7769 | 0.1883 | 0.5279 | 46.29 (1, 12) |
| 2. | 0.3282 | | 0.1411 | | | | | |
| 3. | -3.77 | | 6.80 | | | | | |
| 4. | 0.00 | | 0.00 | | | | | |
| 4a) 1. | 0.7299 | | -0.1143 | 0.0691 | 0.9858 | 0.0109 | 0.9746 | 454.50 (2, 11) |
| 2. | 0.1689 | | 0.0879 | 0.0051 | | | | |
| 3. | 4.32 | | -1.30 | 13.35 | | | | |
| 4. | 0.00 | | 0.22 | 0.00 | | | | |

Légende: Voir le tableau 4.

D'après les résultats du tableau 8 nous rejetons les estimations 1a) et 4a) parce que les coefficients d'élasticité de production par rappo l'estimation 2a) présente un coefficient non significatif. On peut retenir l'estimation du modèle 3a) et constater que c'est le même modèle déjà retenu pour la période 1952-1989. L'autocorrélation que nous avons déjà détecté est toujours présente.

Tableau 9 Estimation de fonction Cobb-Douglas à partir des taux de variation sur la période 1952-1965

| Modèle | lnA | α | β | γ | R^2 | SCR | D-W | F |
|---------|--------|----------|---------|----------|---------|--------|--------|------------------|
| (1b) 1. | 0.0749 | 0.8578 | -0.0143 | | 0.4527 | 0.0097 | 1.1335 | 5.96 (2,10) |
| 2. | 0.0170 | 0.3104 | 0.1108 | | | | | |
| 3. | 4.39 | 2.76 | -0.12 | | | | | |
| 4. | 0.00 | 0.02 | 0.89 | | | | | |
| (2b) 1. | 0.0085 | 1.2118 | -0.0074 | 0.0055 | 0.59800 | 0.0064 | 1.4330 | 6.95 (3,9) |
| 2. | 0.0341 | 0.3129 | 0.0950 | 0.0025 | | | | |
| 3. | 0.25 | 3.87 | -0.07 | 2.14 | | | | |
| 4. | 0.80 | 0.00 | 0.93 | 0.06 | | | | |
| (3b) 1. | 0.0667 | | -0.0367 | | -0.0780 | 0.0100 | 0.9887 | 0.1308 (1,11) |
| 2. | 0.0102 | | 0.1015 | | | | | |
| 3. | 6.52 | | -0.36 | | | | | |
| 4. | 0.00 | | 0.72 | | | | | |
| (4b) 1. | 0.0291 | 0.9905 | 0.0095 | 0.0043 | 0.1984 | 0.0068 | 1.3760 | 2.4854 (2,10) |
| 2. | 0.0192 | | 0.0900 | 0.0019 | | | | |
| 3. | 1.51 | | 0.10 | 2.18 | | | | |
| 4. | 0.16 | | 0.91 | 0.05 | | | | |

Légende: Voir le tableau 4.

Nous rejetons tous les modèles estimés à partir des taux de variation sur la -1965 nous rejetons parce que dans trois spécifications (1b, 2b, 3b) le coefficient d'élasticité de production par rapport au capital est négatif et dans le modèle (4b) ce coefficient est positif mais non significatif (voir Tableau 9). Compte tenu des valeurs de test Durbin-Watson on constate la présence de l'autocorrélation.

Tableau 10 Estimation de fonction Cobb-Douglas sur la période 1966-1989

| Modèle | lnA | a | b | g | R ² | SCR | D-W | F | |
|--------|-----|---------|--------|--------|----------------|--------|--------|--------|-------------------|
| 1a) | 1. | -0.0957 | 0.2194 | 0.7110 | | 0.9961 | 0.0139 | 1.3684 | 2966.57 (2,21) |
| | 2. | 0.1086 | 0.0927 | 0.0664 | | | | | |
| | 3. | -0.88 | 2.36 | 10.69 | | | | | |
| | 4. | 0.38 | 0.02 | 0.00 | | | | | |
| 2a) | 1. | -1.3765 | 0.4045 | 0.7346 | -0.0119 | 0.9964 | 0.0122 | 1.47 | 2154.43 (3,20) |
| | 2. | 0.7636 | 0.1409 | 0.0687 | 0.0070 | | | | |
| | 3. | -1.80 | 2.87 | 10.98 | -1.69 | | | | |
| | 4. | 0.08 | 0.00 | 0.00 | 0.10 | | | | |
| 3a) | 1. | -0.0837 | 0.4215 | 0.5785 | | 0.9055 | 0.0176 | 0.9895 | 221.49 (1,22) |
| | 2. | 0.1191 | | 0.0388 | | | | | |
| | 3. | -0.70 | | 14.88 | | | | | |
| | 4. | 0.48 | | 0.00 | | | | | |
| 4a) | 1. | -0.5235 | 0.2617 | 0.7383 | -0.0039 | 0.9269 | 0.0130 | 1.4439 | 146.98 (2,21) |
| | 2. | 0.1921 | | 0.0677 | 0.0014 | | | | |
| | 3. | -2.72 | | 10.89 | -2.73 | | | | |
| | 4. | 0.01 | | 0.00 | 0.01 | | | | |

Légende: Voir le tableau 4.

Tableau 11 Estimation de fonction Cobb-Douglas à partir des taux de variation des variables initiales sur la période 1966-1989

| Modèle | lnA | α | β | γ | R ² | SCR | D-W | F | |
|--------|-----|----------|---------|----------|----------------|----------|--------|--------|------------------|
| 1b) | 1. | -0.0058 | 0.5595 | 0.5350 | | 0.37650. | 0.0169 | 1.8695 | 7.64 (2, 20) |
| | 2. | 0.0155 | 0.2381 | 0.2149 | | | | | |
| | 3. | -0.37 | 2.34 | 2.48 | | | | | |
| | 4. | 0.71 | 0.02 | 0.02 | | | | | |
| 2b) | 1. | 0.0130 | 0.6284 | 0.3827 | -0.0009 | 0.3623 | 0.0165 | 1.8368 | 5.16 (03, 19) |
| | 2. | 0.0298 | 0.2580 | 0.2984 | 0.0012 | | | | |
| | 3. | 0.43 | 2.43 | 1.28 | -0.74 | | | | |
| | 4. | 0.66 | 0.02 | 0.21 | 0.46 | | | | |
| 3b) | 1. | -0.0011 | 0.506 | 0.4940 | | 0.24 | 0.0170 | 1.82 | 8.12 (1, 21) |
| | 2. | 0.0069 | | 0.1733 | | | | | |
| | 3. | -0.16 | | 2.85 | | | | | |
| | 4. | 0.86 | | 0.00 | | | | | |
| 4b) | 1. | 0.0139 | 0.6242 | 0.3758 | -0.0009 | 0.23 | 0.0165 | 1.83 | 4.35 (2,20) |
| | 2. | 0.0193 | | 0.2246 | 0.0011 | | | | |
| | 3. | 0.72 | | 1.67 | -0.83 | | | | |
| | 4. | 0.47 | | 0.10 | 0.41 | | | | |

Lecture : Voir le tableau 4.

D'après les résultats présentés dans les tableaux 10 et 11 on peut constater que les estimations des quatre modèles (1a à 4a) sont acceptables. Les paramètres d'élasticité de production par rapport au travail et au capital sont positifs et significatifs. La valeur estimée de coefficient d'élasticité apparente au travail se trouve dans l'intervalle (0.21; 0.42) et le coefficient d'élasticité apparent au capital dans l'intervalle (0.75; 0.57). Le taux de progrès technique neutre dans les modèles 2a et 4a et significatif.

Les estimations des modèles à partir des taux de variation des agrégats ont abouti aux estimations non significatives dans les modèles 2b et 4b et significatives

coefficient d'élasticité apparent au travail dans le modèle 2a), donc on la rejette. Les paramètres estimés dans trois autres modèles sont positifs et significatifs, avec la valeur estimée de coefficient d'élasticité par rapport au capital proches les uns aux autres. Dans le modèle 4a le taux estimé du progrès technique neutre est non significatif. Dans les modèles 1b, 2b et 4b, estimés à partir des taux de variation du capital évalués, ils sont significatifs au seuil de 5%.

d'après l'estimation des différentes spécifications de la fonction de Cobb-Douglas:

Tableau 14 : Synthèse des principaux résultats

| Période | Modèle | Tableau | β | α | γ |
|-----------|--------|---------|------------|------------|----------|
| 1952-1989 | 3a | 4 | 0.912 | - | - |
| | 1b | 5 | 0.212 | 0.799 | - |
| | 3b | 5 | 0.212 | - | - |
| 1952-1965 | 3a | 8 | 0.960 | - | - |
| 1966-1989 | 1a-2a | 10 | 0.71; 0.75 | 0.21; 0.40 | - |
| | 3a-4a | 10 | 0.57; 0.73 | - | - |
| | 1b | 11 | 0.535 | 0.559 | - |
| | 3b | 11 | 0.494 | - | - |
| | 1a | 12 | 0.625 | 0.377 | - |
| | 3a | 12 | 0.632 | - | - |
| | 4a | 12 | 0.585 | - | 0.001 |
| | 3b | 13 | 0.440 | - | - |

Pour la période 1952-1989 et 1952-1965 nous avons retenu l'estimation de fonction Cobb-Douglas avec les rendements d'échelle constants (3a) et constaté grand impact du capital sur le produit social et donc sur la croissance. Une augmentation de 1% du capital entraînait une hausse du produit sociale de 0.912% sur la p - 1989 et de 0.96% sur la période 1952-1965. Dans deux estimations à partir de taux de variation les coefficients d'élasticités apparents aux taux du capital sont de 0.212 pour la première et de 0.799 pour la deuxième période. Donc le taux de variation de travail avait la plus grande influence sur la production que le taux de variation du capital.

Sur la période 1966-1989 le coefficient d'élasticité apparent au capital diminue par rapport aux périodes analysées ci-dessus. Suite à une augmentation de 1% du capital, la production augmentait de 0.57% à 0.71% selon le modèle. S'il s'agissait de taux de croissance du capital et du travail on observe le même impact sur la production parce que les coefficients d'élasticités correspondant étaient de 0.535 et de 0.559 respectivement

III Fonction de la production de Solow-Nelson

Des estimations du modèle Cobb-Douglas ont abouti à la valeur négative du taux du progrès technique neutre. Nous tenterons dans cette section d'estimer le taux de ue incorporé au capital.

Pour estimer le taux de progrès technique nous avons utilisé l'approximation de la fonction de production de Solow qui a été proposée par Nelson (1964)⁸.

Dans la fonction de production Cobb-Douglas avec les rendements d'échelle constants, à une mesure usuelle du capital K, Solow substitue une mesure qui tient compte de progrès de modernisation incorporé directement dans l'équipement, sous

⁸ El Ouardighi J., Op.cit. pages 85-90 et 213-215.

helle constants technique et avec le progrès technique neutre.

$$\ln Q_t = c_0 + a \ln L_t + b \ln K_t - \beta a_t \quad (1c)$$

$$\ln Q_t = c_0 + a \ln L_t + b \ln K_t - \beta a_t + g \quad (2c)$$

$$\ln \left[\frac{Q_t}{L_t} \right] = c_0 + b \ln \left[\frac{K_t}{L_t} \right] - \beta a_t \quad (3c)$$

$$\ln \left[\frac{Q_t}{L_t} \right] = c_0 + b \ln \left[\frac{K_t}{L_t} \right] - \beta a_t + g \quad (4c)$$

L'âge moyen de capital fixe est désigné par a ; β est l'élasticité de substitution capital-travail; λ est le taux de progrès technique incorporé au capital; $\beta\lambda$ désigne le coefficient du progrès technique incorporé au capital; $c_0 = \ln A$ est une constante qui désigne l'ensemble des facteurs non pris en compte par le modèle; γ est le taux de progrès technique neutre.

Des estimations ont été effectuées sur la période 1966-1989. Cette période a été déterminé par la disponibilité des données statistiques. Pour cette estimation nous avons s séries des trois agrégats avec la série d'âge du capital.⁹ Nous avons d'abord estimé quatre spécifications mentionnées ci-dessus à partir des données initiales ainsi que quatre modèles notés 1d, 2d, 3d, 4d qui représentent les 4c) estimés à partir des taux de variation.

III-1. Les résultats des estimations de modèle Solow-Nelson

Les résultats des estimations de modèle Solow-Nelson sont présentés dans les tableaux 14 et 15.

⁹ Nous avons établi cette série à partir de l'hypothèse que la durée de vie du capital fixe est de 15 ans et en appliquant la formule de définition de l'âge moyen des biens capitaux :

$$age_t = \sum_{t=0}^t \frac{I_{t-1}}{K_t}$$

où I_{t-1} et K_t représentent l'investissement sur la période t-1 et capital sur la période t respectivement et v la durée de vie des biens capitaux.

-Student, 4.niveau significatif, R^2 le coefficient de détermination, SCR la somme des carrés des résidus, D-W la statistique de Durbin-Watson, F test de Fisher.
Méthode d'estimation : MCO.

Tableau 16 Estimation de modèle Solow-Nelson à partir des taux de variation sur la période 1966-1989

| Modèle | c_0 | α | β | γ | $\beta\lambda$ | R^2 | SCR | D-W | F |
|--------|---------|----------|---------|----------|----------------|--------|--------|--------|---------|
| 1d) 1. | -0.0047 | 0.6525 | 0.4435 | - | -0.0105 | 0.4385 | 0.0168 | 1.8773 | 4.94 |
| 2. | 0.0161 | 0.3271 | 0.3076 | | 0.0248 | | | | (3, 19) |
| 3. | -0.29 | 1.99 | 1.44 | | -0.42 | | | | |
| 4. | 0.77 | 0.06 | 0.16 | | 0.67 | | | | |
| 2d) 1. | 0.0128 | 0.6329 | 0.38 | -0.0009 | -0.0007 | 0.4493 | 0.0165 | 1.837 | 3.67 |
| 2. | 0.0337 | 0.3344 | 0.3307 | 0.0016 | 0.0303 | | | | (4, 18) |
| 3. | 0.38 | 1.89 | 1.15 | -0.59 | -0.02 | | | | |
| 4. | 0.71 | 0.07 | 0.26 | 0.56 | 0.98 | | | | |
| 3d) 1. | 0.00 | - | 0.4028 | - | -0.0104 | 0.2856 | 0.0169 | 1.8245 | 3.99 |
| 2. | 0.0076 | | 0.2760 | | 0.0243 | | | | (2, 20) |
| 3. | 0.00 | | 1.46 | | -0.43 | | | | |
| 4. | 0.98 | | 0.06 | | 0.67 | | | | |
| 4d) 1. | 0.0138 | - | 0.3737 | -0.0010 | -0.0004 | 0.3033 | 0.0165 | 1.8317 | 2.76 |
| 2. | 0.0213 | | 0.2828 | 0.0014 | 0.0286 | | | | (3, 19) |
| 3. | 0.65 | | 1.32 | -0.69 | -0.01 | | | | |
| 4. | 0.52 | | 0.20 | 0.49 | 0.99 | | | | |

Légende: Voir tableau 14.

Les estimations des coefficients du progrès technique incorporé ($\beta\lambda$) apparaissent non significatives (sauf dans le modèle 3c). L'estimation de la spécification (3c) est acceptable. En vertu de cette estimation on obtient le taux du progrès technique incorporé $\lambda=2.6$. Si l'âge moyen du capital diminue d'une année, la production augmente de 1.38%, donc c'est l'effet de rajeunissement du capital.

IV Fonction de production à élasticité de substitution constante (CES)

Fonction de production à élasticité de substitution constante (CES) est connue sous la forme suivante:

$$Q = A \left[dK^{-r} + (1-d)L^{-r} \right]^{-u/r} \quad (5)$$

$A > 0$, $u > 0$, $\rho > -1$, $0 < \delta < 1$

Où A présente le paramètre d'efficacité, u désigne les rendements d'échelle, ρ est le paramètre de substitution et δ le paramètre d'intensité capitalistique.

Sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants ($u=1$) l'écriture de la fonction (5) est:

$$Q = A \left[dK^{-r} + (1-d)L^{-r} \right]^{-1/r} \quad (6)$$

Pour estimer la fonction CES nous avons d'abord utilisé l'approximation linéaire, selon le paramètre de substitution ρ , proposée par Kmenta.¹⁰

Les fonctions (5) et (6) exprimées en logarithmes peuvent s'écrire :

$$\ln Q(t) = \ln A - \frac{u}{r} \ln \left[dK(t)^{-r} + (1-d)L(t)^{-r} \right] + u_t \quad (5a)$$

$$\ln Q(t) = \ln A - \frac{1}{r} \ln \left[dK(t)^{-r} + (1-d)L(t)^{-r} \right] + u_t \quad (6a)$$

Kmenta suppose la valeur de paramètre de substitution proche à zéro ($\rho \approx 0$) et après l'approximation linéaire¹¹ on obtient les formes suivantes:

$$\ln Q(t) = \ln A + u \ln L(t) + ud \left[\ln \frac{K(t)}{L(t)} \right] - \frac{1}{2} urd(1-d) \left[\ln \frac{K(t)}{L(t)} \right]^2 + u_t \quad (5b)$$

$$\ln \left[\frac{Q(t)}{L(t)} \right] = \ln A + d \left[\ln \frac{K(t)}{L(t)} \right] - \frac{1}{2} rd(1-d) \left[\ln \frac{K(t)}{L(t)} \right]^2 + u_t \quad (6b)$$

Nous avons estimé les modèles (5b) et (6b) en appliquant la méthode des moindres carrés ordinaires.

Ensuite nous avons introduit dans les modèles (5b) et (6b) le coefficient du progrès technique neutre et estimé les spécifications notées (5c) et (6c). Après l'estimation par la méthode linéaire, nous avons estimé le modèle (5) en appliquant la

¹⁰ Kmenta J., (1967), "On estimation of the CES production function", International Economic Review, Vol.8, No.2, pages 180-193.

¹¹ La démonstration d'approximation linéaire dans: Somun R., (1986), pages 112-113.

IV-1. Les estimations de la fonction CES

Les résultats des estimations de la fonction CES sont présentés dans le tableau ci-dessous

Tableau 17 **Estimation de l'approximation linéaire de fonction CES sur la période 1952-1989**

| Modèle | lnA | ν | $\nu\delta$ | $1/2\nu\rho\delta(1-\delta)$ | γ | R^2 | SCR | D-W | F | |
|--------|-----|----------------|---------------|------------------------------|----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|--------------------------------|
| 5b | 1. | -1.4630 | 0.9340 | 1.3777 | -0.0746 | - | 0.9903 | 0.2567 | 0.5534 | 1155.9 (2,35) |
| | 2. | 0.7532 | 0.0832 | 0.4882 | 0.0969 | | | | | |
| | 3. | -1.9424 | 11.2189 | 2.8218 | -0.7703 | | | | | |
| | 4. | 0.0604 | 0.0000 | 0.0079 | 0.4464 | | | | | |
| 6b | 1. | 3.2944 | - | 0.4031 | 0.3031 | - | 0.9544 | 1.2072 | 0.3503 | 365.83 (2,35) |
| | 2. | 1.3303 | | 1.0268 | 0.1942 | | | | | |
| | 3. | 2.4764 | | 0.3925 | 1.5607 | | | | | |
| | 4. | 0.0182 | | 0.6970 | 0.1276 | | | | | |
| 5c | 1. | -0.7347 | 0.5900 | 2.1280 | -0.2487 | 0.0214 | 0.9910 | 0.2370 | 0.5796 | 912.07 (4,33) |
| | 2. | 0.8561 | 0.2230 | 0.6572 | 0.1413 | 0.0129 | | | | |
| | 3. | -0.8582 | 2.6457 | 3.2378 | -1.7596 | 1.6562 | | | | |
| | 4. | 0.3970 | 0.0124 | 0.0027 | 0.0877 | 0.1071 | | | | |
| 6c | 1. | 0.7472 | - | 3.1625 | -0.4760 | 0.0531 | 0.9891 | 0.2873 | 0.5419 | 1031.7 (3,34) |
| | 2. | 0.7023 | | 0.5730 | 0.1217 | 0.0051 | | | | |
| | 3. | 1.0640 | | 5.5196 | -3.9107 | 10.433 | | | | |
| | 4. | 0.2948 | | 0.0000 | 0.0004 | 0.0000 | | | | |

Légende: 1. estimation des paramètres; 2.écart type des paramètres estimés, 3. t-Student, 4. niveau significatif, R^2 le coefficient de détermination, SCR la somme des carrés des résidus, D-W la statistique de Durbin-Watson, F test de Fisher.

Méthode d'estimation MCO .

Les paramètres obtenus lors d'estimation des spécifications 5b et 6b ne sont pas significatifs. Par contre les paramètres estimés dans les modèles 5c et 6c sont significatifs. Les paramètres calculés d'après l'estimation des spécifications 5c et 6c sont présentés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 18 Les paramètres calculés de la fonction CES

| Modèle | ν | δ | ρ | γ |
|--------|-------|----------|--------|----------|
| 5c | 0.59 | 3.606 | 0.089 | 0.021 |
| 6c | - | 3.162 | 0.139 | 0.053 |

D'après l'estimation sans contrainte sur les rendements d'échelle nous avons eu les rendements d'échelle décroissants, le paramètre de ν d'intensité capitalistique de 3.606 et le taux de progrès technique neutre de 2.1%. Sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants le paramètre de substitution est de 0.139, paramètre d'intensité capitalistique de 3.162, le taux de progrès technique neutre de 5.3%. Les valeurs de coefficient capitalistique sont trop élevées, elles ne satisfont pas la contrainte théorique sur la valeur de ce coefficient. En effet ces deux estimations ne sont pas pertinentes.

Nous avons estimé le modèle (5) de la fonction CES en appliquant les moindres carrés non linéaires.¹² Cette méthode itérative estime les valeurs des paramètres à partir des valeurs initiales. Nous avons utilisé plusieurs valeurs initiales, et même les valeurs obtenues par estimation linéaire¹³ mais après vingt itérations en premier et quinze en deuxième cas nous n'avons pas abouti aux résultats acceptables.

¹² Berndt E.R., (1990), The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary, Addison-Wesley.

¹³ Par exemple: $\ln A=0.1$, $\delta=0.5$, $\nu=0.9$, $\rho=0.4$ et $\ln A=0.2$, $\delta=0.8$, $\nu=1$, $\rho=0.2$.

Conclusion

A partir des données sur trois agrégats principaux et leurs taux de variation quatre spécifications de fonction de production de Cobb-Douglas sur la période 1952-1989. Nous avons retenu trois estimations et constaté la présence d'autocorrélation des résidus dans tous les modèles. Nous avons réestimé les modèles de Cochrane-Orcutt. Dans les estimations à partir des variables initiales l'autocorrélation subsiste toujours et le coefficient d'élasticité apparent au capital n'est pas significatif. Dans les spécifications avec les taux de variation n'est plus présente mais le coefficient d'élasticité apparent au capital n'est pas significatif. L'application de cette méthode n'a pas amélioré les résultats déjà obtenus.

D'après l'estimation pour la période 1952-1965 nous avons retenu la spécification de fonction Cobb-Douglas avec les rendements d'échelle constants.

Pour la période 1966-1989 six estimations ont été acceptables. De plus, pour cette période, nous avons évalué le capital fixe et estimé les huit modèles à partir de cette nouvelle variable, les autres variables restant inchangées. Nous avons obtenu des estimations acceptables mais nous n'avons pas constaté une amélioration importante des résultats obtenus à partir du capital évalué par rapport au capital initial.

En vertu des estimations citées ci-dessus, nous pouvons constater un plus grand impact du capital sur le produit social pour les périodes 1952-1989 et 1952-1965 que pour la période 1966-1989.

Par contre dans les estimations à partir de taux de variation, surtout sur la période 1952-1989, on note que le coefficient d'élasticité apparent au taux de travail est plus important (de 0.559 sur la période 1966-1989) est plus important que le coefficient d'élasticité apparent au taux de capital (de 0.212 sur la période 1952-1989 et de 0.535 sur la période 1966-1989) surtout sur la période 1952-1989.

Dans toutes les estimations de la fonction Cobb-Douglas le taux du progrès technique neutre est négatif et dans une seule estimation¹⁴ il est positif mais non significatif.

D'après les estimations de modèle Solow-Nelson sur la période 1966-1989 nous avons retenu le modèle avec les rendements d'échelle constants et calculé le taux de progrès incorporé au capital de 2.6%;

Pour estimer la fonction à élasticité de substitution constante (CES), nous avons d'abord appliqué l'approximation linéaire et estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires, et puis nous avons appliqué la méthode non linéaire. En vertu des résultats obtenus par la méthode linéaire nous avons pu constater que les estimations obtenues ne sont pas pertinentes.

Les estimations par la méthode non linéaire n'ont pas été convergentes et donc non pas abouti à des estimations satisfaisantes et des résultats pertinents.

Nous pouvons enfin constater que la fonction de production Cobb-Douglas avec les rendements d'échelle constants permet des résultats acceptables sur la période 1952-1989 et sous période 1952-1965. Pour la sous période 1966-1989 la fonction Cobb-Douglas avec les rendements d'échelle constants ainsi que le modèle Solow-Nelson avec les rendements d'échelle constants ont été retenus.

¹⁴ spécification 4a

Bibliographie

- Agénor P.R., (2000), *The Economics of Adjustment and Growth*, Academic Press.
- Archambault E., (1994), *Comptabilité Nationale*, Economica, Paris.
- Berndt E.R., (1990), *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, Addison-Wesley.
- El Ouardighi J., (1992), "Structure du capital fixe productif et progrès technique: une étude économétrique macro-sectorielle sur la période 1959-1989", Thèse de Sciences Economiques, Université Louis Pasteur, Strasbourg.
- Johnston J., (1988), *Méthodes Econométriques*, Economica, Paris.
- Kmenta J., (1967), "On estimation of the CES production function", *International Economic Review*, Vol.8, No.2.
- Somun R., (1986), «Les contributions des facteurs de la production au développement -approche économétrique et analyse», Thèse du doctorat ès sciences
- Somun R., (1986), «Fonction de la production dans l'industrie de la Bosnie et *Revue Economique*, 4, Sarajevo.
- OSBH (Office de Statistique de la Bosnie et Herzégovine), *Annuaire statistiques de la Bosnie et Herzégovine pour les années 1952-1992*.

