

## Etude économétrique de la fonction de production algérienne

Achour Tani Yamna - Boudghène Tani Chafika  
Université de Tlemcen

<p><b>Résumé</b></p> <p>La croissance économique se propose de déceler les principaux facteurs de production qui, selon différentes combinaisons sont appelés à assurer une croissance constante et soutenue des principaux agrégats économiques à long terme. En effet, la liaison entre croissance économique et accumulation du capital a toujours retenu l'attention des économistes et un certains nombres d'arguments mettent en exergue cette liaison. La première difficulté qui se pose à la formalisation de la production concerne l'identification de cette fonction. La fonction de production exprime un ensemble de relations existant entre l'ensemble des facteurs de production et le résultat de l'activité économique. Un modèle se présente de façon générale, comme un ensemble de relation entre différentes variables présentant entre elles un lien de cause à effet. Il ne s'agit pas de n'importe quelles relations, mais, de relations quantitatives entre le niveau de telle variable et le niveau de telle autre variable.</p> <p>Pour cela on a procédé dans ce travail à travers une étude économétrique à découvrir la relation entre la production et ses principaux facteurs de production que sont le capital et le travail. L'estimation économétrique vise à évaluer les paramètres du modèle. La variable endogène est la production et les variables exogènes sont le capital et le travail. La relation entre ces trois variables est interprétée comme une relation de long terme dans laquelle le travail et le capital reflètent les niveaux de la production. L'étude de la stationnarité a montré que toutes les variables sont intégrées d'ordre 1. De ce fait, il existe un risque de cointégration. Pour retirer cette relation commune de cointégration et afin de rechercher une liaison réelle entre les variables, nous avons fait appel au modèle à correction d'erreur (MCE). Les résultats de cette étude confirment que la fonction de production est de type Cobb Douglas. En effet, la production est positivement influencée par le capital et le travail, la somme des élasticités du travail et du capital est inférieure à l'unité, donc nous sommes devant une fonction de production à rendements d'échelle décroissants. Pour ce qui est de la production totale des facteurs, les résultats montrent un impact positif sur la production.</p> <p><b>Mots clés</b></p> <p>Croissance économique, production, accumulation du capital, travail, cointégration</p>	<p><b>المخلص</b></p> <p>تعمل التنمية الاقتصادية علي إبراز أهم عوامل الإنتاج. هذه العوامل عبر امتزاجها من شأنها ضمان تنمية دائمة و مستدامة لأهم المجاميع الاقتصادية علي المدى الطويل. الواقع أن التنمية الاقتصادية و تراكم رأس المال قد حظي باهتمام بعض الخبراء الاقتصاديين و العديد من الدراسات قد أبرزت هذا الجانب. تكمن الصعوبة الأولى التي تعترض صياغة دالة الإنتاج في تعيين هذه الدالة. تعبر دالة الإنتاج عن مجموعة العلاقات القائمة بين عوامل الإنتاج و نتيجة النشاط الاقتصادي. بصفة عامة، يبدوا النموذج كمجموعة من العلاقات بين مختلف المتغيرات التي تتأثر ببعضها البعض، هذا التأثير يكمن في تباين الكميات بين المتغيرات الاقتصادية المدروسة .</p> <p>لذا التجأنا من خلال هذا العمل إلى دراسة قياسية للكشف عن العلاقة بين الإنتاج و عوامله الأساسية المتمثلة في رأس المال و العمل. يهدف تقدير الاقتصاد القياسي إلى تقييم المعلمات (الثوابت) المقدره في هذا النموذج، يتمثل المتغير التابع في الإنتاج بينما المتغيرات المستقلة أو التفسيرية تكمن في رأس المال و العمل. يكشف الربط بين هذه المتغيرات الثلاث عن علاقة طويلة المدى يعكس من خلالها رأس المال و العمل مستويات الإنتاج. إن فحص استقرار السلسلة الزمنية أثبت أن المتغيرات غير ساكنة أي أنها متكاملة من الدرجة الأولى من هنا يمكن القول أن هناك احتمال وجود تكامل مشترك و بالتالي استحداث علاقة توازنية في المدى الطويل بين المتغيرات، لهذا السبب التجأنا لنموذج تصحيح الأخطاء. أثبتت نتائج هذه الدراسة أن دالة الإنتاج هي من نوع Cobb Douglas، و بالفعل فالإنتاج يتأثر ايجابيا برأس المال و العمل. مجموع مرونة العمل و رأس المال أصغر من الوحدة و بالتالي فإننا أمام دالة إنتاج ذات مردود سلمي متناقص. فيما يخص الإنتاجية الكلية لعوامل الإنتاج فنتائج هذه الدراسة أثبتت أن لها أثر ايجابي على الإنتاج.</p> <p><b>الكلمات المفتاحية:</b></p> <p>التنمية الاقتصادية ، الإنتاج ، تراكم رأس المال ، العمل، التكامل المشترك.</p>
--	---

### Introduction

Beaucoup des variables macroéconomiques caractérisées par un trend important tels que le PIB, la consommation,...etc, ne sont pas stationnaires. Granger et Newbold (1974)<sup>i</sup> ont souligné que si dans un modèle économétrique on utilise des séries non stationnaires les résultats des tests statistiques seront faux, On obtient ce qu'on appelle communément une Spurious Régression.

La littérature économique récente concernant la théorie de l'équilibre démontre qu'une série macro-économique stationnaire peut être le résultat d'une combinaison de variables non stationnaires, d'où l'importance actuelle de l'analyse de la cointégration. L'analyse de la stationnarité nous permet de déterminer l'ordre d'intégration. L'utilisation des données pour tester la présence d'une relation à long terme par la cointégration est soumise à des conditions quant aux caractéristiques des séries. Le principal est le fait qu'elles soient toutes intégrées du même ordre. Pour tester cette caractéristique il faut déterminer si les séries sont stationnaires en niveau ou si la variable admet une stationnarité en différence.

La cointégration décrit la véritable relation à long terme existante entre les variables. Pour vérifier l'existence de la cointégration entre les variables intégrées de même ordre, il faut exécuter le test de cointégration de Johansen, puis en cas de cointégration, passer à l'estimation d'un modèle à correction d'erreur, il s'agit ici de proposer dans un modèle intégré une représentation statique qui constitue une cible de long terme (la relation de cointégration) et une représentation dynamique de court terme (l'ajustement à cette cible). La décomposition de la variance et l'analyse impulsionnelle nous permettent d'analyser la dynamique du court terme entre les variables de notre fonction de production.

Dans cette étude nous allons tout d'abord présenter les différentes variables, puis nous allons étudier leurs stationnarités pour arriver à déterminer quel type de modèle sera le plus approprié pour l'estimation de notre fonction de production. On présente dans cette partie les tests de Dickey Fuller, Phillips Perron et le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS). Les tests de Dickey Fuller et Dickey Fuller augmenté permettent de déterminer si la série est stationnaire et dans le cas d'une non-stationnarité de quel type il s'agit : TS ou DS. Si la série étudiée est de type TS, il convient de la stationnariser par régression sur le temps et le résidu d'estimation est alors étudié selon la méthodologie de Box-Jenkins. Par contre, si la série étudiée est de type DS, il convient de la stationnariser par passage aux différences selon l'ordre d'intégration.

#### 1.1 La spécification du modèle

Selon Pearce<sup>ii</sup>, Bannock, Baxter et Davies<sup>iii</sup>, la théorie de la croissance concerne l'étude de la croissance des économies, par la construction des modèles qui comportent des variables telles que :

Le stock du capital : le capital est défini, dans la théorie économique, comme une marchandise qui est elle-même utilisée dans la production d'autres biens et services<sup>iv</sup>. Le capital est aussi considéré comme l'élément fondamental et essentiel dans la croissance économique. Le capital peut donc représenter les investissements ou tout autre indicateur qui, dans les conditions particulières du processus analysé, illustre le degré et le niveau d'équipement technique.

La croissance de la population qui influence l'offre du travail : Concernant la main d'œuvre (le travail), on doit tenir compte de sa structure par âge, par sexe et les branches dans lesquelles elle est occupée (industrie, agriculture, etc...) ainsi que de la durée du travail et du niveau de qualification.

Le progrès technique: la recherche économique en a fait abstraction durant une longue période quand il s'agissait d'élaborer certains modèles. Elle prenait en considération uniquement la croissance quantitative et les influences des deux facteurs de production que sont le capital et le travail.

L'équation générale du modèle prend donc la forme suivante:

**$PIB = f(ABFF, PTO)$** 

Où, PIB la variable dépendante est la production. Les variables explicatives sont le travail *PTO* et le capital *ABFF*.

**1.1.1 Présentation des variables**

A partir des travaux théoriques et des diverses études empiriques sur la fonction de production, nous allons faire appel à deux variables susceptibles d'affecter le niveau de la production en Algérie. Les facteurs (ou agrégats économiques) retenus dans l'analyse sont : la production intérieure brute (PIB), la population totale occupée (PTO) et l'accumulation brute des fonds fixes (ABFF).

**1.1.1.1 La production intérieure brute notée PIB**

Le choix de cet agrégat est fait en se conformant à certains usages, motivés du reste par la théorie économique et qui stipulent que l'indicateur utilisé doit être proche de la valeur ajoutée. Nous utiliserons donc cet agrégat comme indice de l'activité économique. Pour mesurer la PIB on utilise la méthode des nombres indices. Cette méthode permet d'obtenir une mesure de la production totale des différents biens et services qui ne sont pas affectés par l'inflation et par les autres variations de prix des différents biens.

**1.1.1.2 L'accumulation brute des fonds fixes notée ABFF**

L'accumulation brute des fonds fixes l'augmentation au cours de la période, des fonds fixes de l'unité économique considérée ou de la nation. La formation de capital brut (anciennement appelée investissement intérieur brut) consiste en des dépenses pour des ajouts aux immobilisations corporelles de l'économie plus les variations nettes des inventaires. Les immobilisations corporelles comprennent les améliorations des terres (clôtures, fossés, drains, etc.), les usines, la machinerie et les achats d'équipement, la construction de routes, de chemins de fer, etc. y compris les écoles, les bureaux, les hôpitaux, les unités résidentielles privées et les édifices commerciaux et industriels. Inventaires sont des stocks de biens détenus par des entreprises pour répondre à des fluctuations imprévues de la production ou des ventes ainsi qu'ouvrages inachevés. Selon le système de comptabilité nationale de 1993, les acquisitions nettes de biens de grande valeur font également partie de la formation de capital.

**1.1.1.3 La population totale occupée notée PTO**

La population totale en Algérie est approximativement subdivisée en deux sous-ensembles. D'une part la population dite active, d'autre part la population dite inactive. Font partie de la population active tous ceux qui sont occupés et les personnes à la recherche d'un emploi (STR) c'est-à-dire la population totale occupée et la population totale disponible. Il va de soi que la population active comprend toutes les personnes ayant concrètement un emploi et également toutes celles qui, à un moment donné, se trouvent être demandeurs d'emploi.

La population totale occupée (PTO) qui représentera dans cette étude le facteur travail est constituée donc par l'ensemble des personnes qui travaillent ou qui ont une activité rémunératrice en argent ou en nature.

Les données utilisées dans cette étude proviennent de différentes sources (Données sur les comptes nationaux de la Banque mondiale et fichiers de données sur les comptes nationaux de l'OCDE, World Economic Development (WED), Office Nationale des statistiques (ONS) et le FMI) et couvrent la période entre 1963-2009, soit quarante-sept observations. Nous constatons de même que les données se caractérisent par de très importants écarts dans les valeurs de certaines variables. Pour corriger cette situation, nous choisissons d'utiliser dans cette analyse, une transformation logarithme.

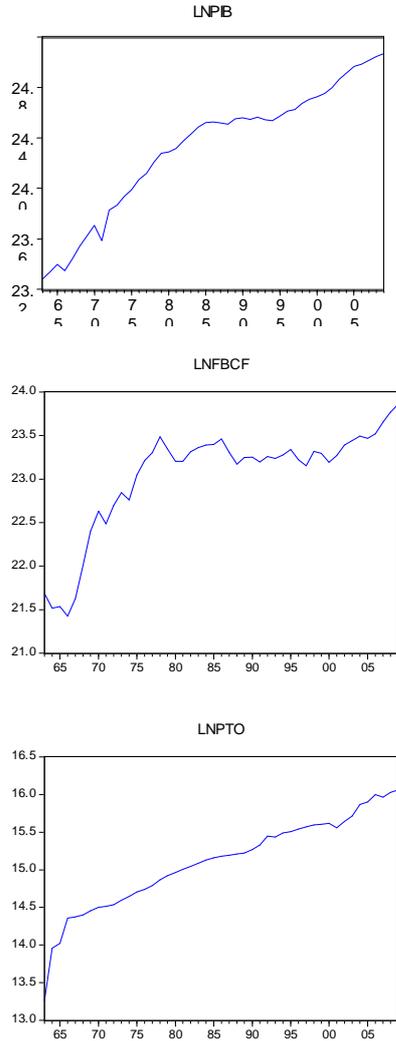
**1.2 Etude de la stationnarité des variables**

Économétriquement, la première étape dans l'estimation d'un modèle consiste à étudier les caractéristiques stochastiques des variables qui le composent. Si ces caractéristiques (c'est-à-dire son espérance et sa variance) se trouvent modifier dans le temps, la série est considérée comme non stationnaire ce qui oblige à travailler avec le modèle de Cointégration (Granger [1986], Johansen [1988]) pour éviter de tomber dans le piège des régressions fallacieuses.

### 1.2.1 La représentation graphique de la stationnarité

En présence des séries temporelles, dont on veut déterminer les caractéristiques, la première étape est la représentation graphique (figure 1.1) qui nous permet de relever très rapidement une éventuelle non-stationnarité. Nous avons représenté les variables en logarithme.

Figure 1.1 : Caractère non stationnaire des séries concernées



Les séries chronologiques du produit intérieur brut (PIB), accumulation brute des fonds fixes (ABFF) et la population totale occupée (PTO) sont transformées en logarithme. La figure 1.1 montre que ces séries exhibaient une tendance globale à la hausse, donc on constate clairement que les séries en question ne sont pas du tout stationnaires. Cette intuition peut être renforcée par l'étude de leurs corrélogrammes (voir figure 1.2).

Figure 1.2. Caractère non stationnaire des séries appuyées par les corrélogrammes  
 Eviews 7 fournit les résultats des fonctions d'auto-corrélation simple (colonne AC) et partielle (colonne PAC), avec les corrélogrammes respectifs. Les bornes de l'intervalle de confiance sont stylisées par des traits pointillés horizontaux; chaque terme qui sort de cet intervalle est donc significativement différent de 0 au seuil de 5%. Q-statistique est la valeur de la statistique de test d'absence d'auto-corrélation de Ljung-Box. Enfin, Prob est la probabilité d'accepter l'hypothèse nulle de nullité des auto-corrélations.

Correlogram of LNPIB

Sample: 1963 2009  
 Included observations: 47

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.  *****	.  *****	1	0.925	0.925	42.832	0.000
.  *****	.  .	2	0.853	-0.021	80.031	0.000
.  *****	.  .	3	0.780	-0.038	111.90	0.000
.  *****	.  * .	4	0.700	-0.099	138.11	0.000
.  *****	.  .	5	0.621	-0.034	159.26	0.000
.  ****	.  .	6	0.547	-0.018	176.06	0.000
.  ***	.  .	7	0.478	-0.006	189.22	0.000
.  ***	.  .	8	0.415	-0.005	199.41	0.000
.  **	.  * .	9	0.341	-0.130	206.44	0.000
.  **	.  .	10	0.284	0.065	211.46	0.000
.  **	.  .	11	0.228	-0.043	214.77	0.000
.  * .	.  .	12	0.176	-0.001	216.81	0.000
.  * .	.  .	13	0.129	-0.026	217.93	0.000
.  * .	.  .	14	0.086	-0.010	218.45	0.000
.  .	.  .	15	0.048	-0.016	218.62	0.000
.  .	.  .	16	0.017	0.011	218.64	0.000
.  .	.  .	17	-0.010	0.003	218.65	0.000
.  .	.  * .	18	-0.041	-0.081	218.78	0.000
.  * .	.  .	19	-0.069	-0.013	219.18	0.000
.  * .	.  .	20	-0.095	-0.026	219.95	0.000

Correlogram of LNFBCF

Sample: 1963 2009  
 Included observations: 47

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.  *****	.  *****	1	0.901	0.901	40.681	0.000
.  *****	.  * .	2	0.776	-0.197	71.473	0.000
.  *****	.  .	3	0.652	-0.041	93.727	0.000
.  *****	.  * .	4	0.516	-0.148	108.01	0.000
.  ***	.  .	5	0.400	0.040	116.79	0.000
.  **	.  .	6	0.309	0.019	122.14	0.000
.  **	.  .	7	0.241	0.046	125.49	0.000
.  * .	.  .	8	0.185	-0.037	127.52	0.000
.  * .	.  * .	9	0.111	-0.176	128.27	0.000
.  .	.  .	10	0.049	0.027	128.41	0.000
.  .	.  .	11	-0.006	-0.030	128.42	0.000
.  .	.  .	12	-0.059	-0.008	128.64	0.000
.  * .	.  * .	13	-0.073	0.137	129.00	0.000
.  * .	.  .	14	-0.079	-0.055	129.43	0.000
.  * .	.  .	15	-0.086	-0.051	129.97	0.000
.  * .	.  .	16	-0.074	0.054	130.38	0.000
.  * .	.  * .	17	-0.076	-0.072	130.82	0.000
.  * .	.  * .	18	-0.094	-0.080	131.52	0.000
.  * .	.  .	19	-0.101	0.072	132.37	0.000
.  * .	.  .	20	-0.096	0.057	133.16	0.000

Correlogram of LNPTO

Sample: 1963 2009  
Included observations: 47

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.853	0.853	36.437	0.000
. *****	. *	2	0.775	0.175	67.202	0.000
. *****	. .	3	0.689	-0.024	92.024	0.000
. *****	. .	4	0.632	0.061	113.42	0.000
. *****	. .	5	0.577	0.016	131.65	0.000
. *****	. .	6	0.520	-0.025	146.87	0.000
. ****	. .	7	0.473	0.007	159.74	0.000
. ***	. .	8	0.430	0.006	170.63	0.000
. ***	. .	9	0.387	-0.014	179.72	0.000
. **	. .	10	0.338	-0.046	186.83	0.000
. **	. .	11	0.290	-0.033	192.22	0.000
. **	. .	12	0.242	-0.034	196.08	0.000
. *	. .	13	0.196	-0.036	198.67	0.000
. *	. .	14	0.148	-0.042	200.19	0.000
. *	. .	15	0.100	-0.043	200.91	0.000
. .	. .	16	0.056	-0.029	201.15	0.000
. .	. .	17	0.017	-0.024	201.17	0.000
. .	. .	18	-0.024	-0.039	201.21	0.000
. .	. .	19	-0.058	-0.017	201.49	0.000
. .	. .	20	-0.089	-0.015	202.16	0.000

A partir des corrélogrammes ,nous pouvons identifier le processus puisque la fonction d’auto-corrélation simple décroît de manière exponentielle pour les  $y_1 > 0$  et sinusoidale amortie quand  $y_1 < 0$ , et la fonction d’auto-corrélation partielle représente un pic significatif pour le premier retard qui est positif puisque  $y_1 > 0$ , les autres coefficients sont nuls pour les retards qui sont supérieurs à 1. Nous constatons que toutes les auto-corrélations des séries concernées sont significativement différentes de zéro et diminuent très lentement, et que la première auto-corrélation partielle est significativement différente de zéro. Cela confirme la première intuition, c’est à dire les séries sont non stationnaires.

Dans la série **Inpub** , l’intervalle de confiance du coefficient d’auto-corrélation est :  $r_k = (-0.285 ; 0.285)$ . Nous nous apercevons que les neuf premiers termes du corrélogramme simple sont extérieurs à l’intervalle de confiance, c’est-à-dire sont différents de 0. Le processus n’est pas un bruit blanc, on va confirmer cela avec la statistique de Box-Pierce et Ljung –Box.

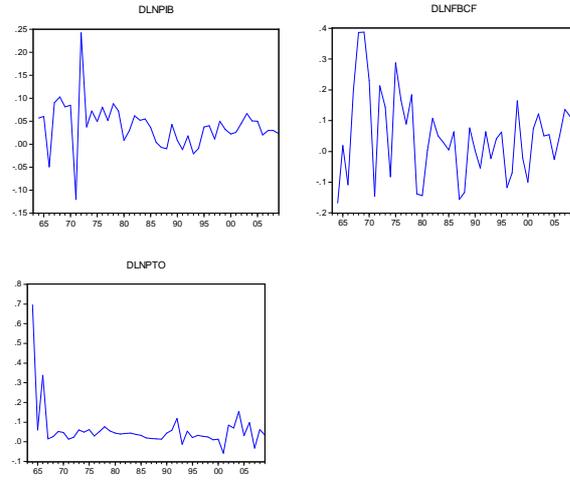
La statistique Q de Ljung- box confirme le fait que le processus n’est pas un bruit blanc  $Q\text{-Stat}=219.95$  (au retard  $m = 20 > X_{20.05} ; 20=31,41$  on refuse l’hypothèse de nullité

des coefficients  $r_k$  (la probabilité critique de ce test est indiquée  $\alpha_c = 0.000 < 0.05$  donc on refuse  $H_0$ ). Le processus **Inpub** n’est pas un bruit blanc.

Il est ensuite nécessaire de vérifier ces résultats en calculant le corrélogramme de la série filtrée par les différences premières ceci afin de stationnariser le processus.

$$DLNPIB = LNPIB_t - LNPIB_{t-1}$$

Figure 1.3 Caractère stationnaire des séries en première différence



La figure 1.3 représente l'évolution temporaire des logarithmes des séries concernées. Ces séries semblent stationnaires : la tendance à la hausse a été supprimée et la moyenne des séries semble se situer sur une droite parallèle à l'axe des abscisses. Cette hypothèse est appuyée par les corrélogrammes des séries en première différence. Ces corrélogrammes ne présentent plus aucune structure particulière, ce qui semble confirmer le caractère stationnaire des séries concernées

Figure 1.4 Caractère stationnaire des séries appuyées par les corrélogrammes

Correlogram of D(LNPIB)

Sample: 1963 2009  
Included observations: 46

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
** .	** .	1	-0.211	-0.211	2.1901	0.139
. * .	. * .	2	0.154	0.115	3.3878	0.184
. .	. .	3	0.045	0.104	3.4917	0.322
. * .	. * .	4	0.146	0.168	4.6176	0.329
. ** .	. ** .	5	0.263	0.336	8.3523	0.138
. .	. .	6	0.002	0.116	8.3524	0.213
. * .	. .	7	0.107	0.052	8.9983	0.253
. .	. * .	8	-0.039	-0.107	9.0868	0.335
. .	. .	9	0.045	-0.157	9.2096	0.418
. .	. .	10	0.021	-0.156	9.2368	0.510
. .	. .	11	-0.027	-0.140	9.2830	0.596
. .	. .	12	-0.078	-0.176	9.6804	0.644
. .	. .	13	-0.064	-0.109	9.9579	0.697
. .	. .	14	-0.033	-0.020	10.032	0.760
. .	. .	15	-0.062	0.029	10.307	0.800
. .	. .	16	-0.095	0.028	10.970	0.811
. .	. .	17	-0.009	0.157	10.976	0.858
. .	. .	18	-0.159	0.010	12.974	0.793
. .	. .	19	-0.113	-0.123	14.010	0.783
. .	. .	20	0.015	-0.002	14.030	0.829

Correlogram of D(LNFBCF)

Sample: 1963 2009  
Included observations: 46

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  **	.  **	1	0.264	0.264	3.4093	0.065
.  .	.  *	2	-0.029	-0.106	3.4515	0.178
.  *	.  *	3	0.086	0.133	3.8304	0.280
.  *	**  .	4	-0.156	-0.245	5.1098	0.276
.  .	.  *	5	-0.002	0.161	5.1100	0.403
.  *	.  .	6	0.099	-0.006	5.6521	0.463
.  *	.  *	7	0.115	0.177	6.3980	0.494
.  *	.  *	8	0.211	0.091	8.9934	0.343
.  *	.  .	9	0.117	0.065	9.8105	0.366
.  *	.  *	10	-0.074	-0.130	10.150	0.427
**  .	**  .	11	-0.269	-0.252	14.722	0.196
**  .	.  *	12	-0.211	-0.069	17.601	0.128
.  .	.  .	13	-0.016	0.039	17.618	0.173
.  .	.  .	14	0.020	0.012	17.644	0.223
.  .	.  *	15	-0.062	-0.183	17.918	0.267
.  .	.  *	16	0.044	0.076	18.058	0.320
.  .	.  .	17	0.057	0.042	18.304	0.370
**  .	.  *	18	-0.215	-0.158	21.943	0.235
.  *	.  .	19	-0.188	-0.025	24.837	0.166
.  *	.  .	20	-0.070	0.044	25.249	0.192

Correlogram of D(LNPTO)

Sample: 1963 2009  
Included observations: 46

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  .	.  .	1	0.004	0.004	0.0010	0.975
.  ***	.  ***	2	0.359	0.359	6.4675	0.039
.  *	.  *	3	-0.066	-0.079	6.6898	0.082
.  .	.  *	4	-0.012	-0.160	6.6968	0.153
.  .	.  .	5	-0.027	0.033	6.7356	0.241
.  .	.  .	6	0.004	0.072	6.7364	0.346
.  .	.  .	7	-0.038	-0.062	6.8185	0.448
.  .	.  .	8	-0.012	-0.047	6.8265	0.555
.  .	.  .	9	0.009	0.060	6.8318	0.655
.  .	.  .	10	0.003	0.024	6.8324	0.741
.  .	.  .	11	0.015	-0.026	6.8466	0.811
.  .	.  .	12	0.029	0.025	6.8994	0.864
.  .	.  .	13	0.015	0.030	6.9152	0.906
.  .	.  .	14	0.056	0.040	7.1317	0.930
.  .	.  .	15	-0.010	-0.033	7.1383	0.954
.  .	.  .	16	-0.011	-0.047	7.1471	0.970
.  .	.  .	17	-0.017	0.014	7.1692	0.981
.  .	.  .	18	-0.015	0.016	7.1862	0.988
.  .	.  .	19	-0.012	-0.021	7.1971	0.993
.  .	.  .	20	-0.033	-0.046	7.2868	0.996

En ce qui concerne les trois séries, la statistique Q a respectivement une probabilité critique de 0.829,0.192 et 0.996 (pour un retard m=20) largement supérieure à 0.05 ; nous acceptons l'hypothèse  $H_0$  de nullité des coefficients du corrélograme. Les corrélogrammes des séries LNPIB, LNABFF et LNPTO filtrés par les différences premières sont caractéristiques d'un bruit blanc. Les graphiques ne nous donnent pas une réponse claire, d'où la nécessité d'effectuer des tests de racine unitaire. Pour cerner la présence d'une racine unitaire, nous disposons de plusieurs tests, tous sont basés sur l'estimation de la régression.

### 1.2.2 Détermination du nombre de retards $p$ du modèle

Le nombre de retards (lags) est sélectionné en spécifiant un modèle AR (processus autorégressif), avec un maximum de retards pour chaque variable. Le choix du nombre de retards se base sur les critères  $AIC$ ,  $BIC$  et  $HQ$ . Le calcul des critères d'information pour des retards allant de 1 à 4 (nous n'allons pas plus loin compte tenu du faible nombre d'observations) donne les résultats suivants :

$Maxp$	Modèle (3)			Modèle (2)			Modèle(1)			
	$AIC$	$BIC$	$HQ$	$AIC$	$BIC$	$HQ$	$AIC$	$BIC$	$HQ$	
Lnpiib	4	-3.156642	-2.996050	-3.096775	-3.180783	-3.060339	-3.135883	-3.114162	-3.074409	-3.099271
	3	-3.153033	-3.033774	-3.108358	-3.180783	-3.060339	-3.135883	-3.114162	-3.074409	-3.099271
	2	-3.153033	-3.033774	-3.108358	-3.165615	-3.086109	-3.135831	-3.114162	-3.074409	-3.099271
	1	-3.153033	-3.033774	-3.108358	-3.165615	-3.086109	-3.135831	-3.114162	-3.074409	-3.099271
Lnfbef	4	-1.139876	-1.020617	-1.095201	-1.173825	-1.094319	-1.144042	-1.205914	-1.125618	-1.175980
	3	-1.139876	-1.020617	-1.095201	-1.173825	-1.094319	-1.144042	-1.137899	-1.098146	-1.123007
	2	-1.139876	-1.020617	-1.095201	-1.173825	-1.094319	-1.144042	-1.137899	-1.098146	-1.123007
	1	-1.305046	-1.144454	-1.245179	-1.173825	-1.094319	-1.144042	-1.137899	-1.098146	-1.123007
Lnpto	4	-3.062149	-2.942890	-3.017474	-1.804620	-1.725113	-1.774836	-1.517365	-1.477612	-1.502473
	3	-3.062149	-2.942890	-3.017474	-1.804620	-1.725113	-1.774836	-1.517365	-1.477612	-1.502473
	2	-3.704858	-3.502109	-3.629669	-3.452359	-3.290160	-3.392207	-3.497024	-3.375375	-3.451911
	1	-3.294823	-3.134231	-3.234956	-1.804620	-1.725113	-1.774836	-1.517365	-1.477612	-1.502473

Les critères d'information cherchent à minimiser le logarithme de la variance des résidus en tenant compte des pénalités additives basées sur la taille du modèle. En petit échantillon, les critères donnent toujours les résultats ordonnés suivants

$$BIC_p \geq HQ_p \geq AIC_p$$

Ce qui fait que le critère de Schwarz est celui choisi dans les modèles les plus parcimonieux, comme c'est le cas en ce qui concerne la variable LNPIB. Le nombre de retards sélectionné diffère selon le minimum des critères de  $AIC$ ,  $BIC$  et  $HQ$ . Pour la variable LNPIB le nombre de retards choisi dans le modèle 1 est de 1 au lieu de 4 pour des raisons de stationnarité. Nous allons donc procéder à la détermination de l'ordre d'intégration des variables à introduire dans l'estimation, lesquelles doivent avoir le même ordre d'intégration.

### 1.2.3 Test de stationnarité

En appliquant des tests statistiques de stationnarité (le test KPSS (Kwiatkowski & Phillips & Schmidt & Shin, 1992)) et/ou de non stationnarité, les tests ADF et PP (Phillips & Perron, 1988), le premier test nous permet de tester l'hypothèse de la stationnarité, les derniers nous permettent de tester l'hypothèse des racines unitaires. L'utilisation de ces tests nous permet de distinguer les séries stationnaires des séries non stationnaires, et les séries dont les données ne fournissent pas assez d'informations.

Dans les équations autorégressives afférentes aux différents tests, les ordres de retard ont été spécifiés au moyen des critères d'information d'Akaike ( $AIC$ ), de Schwartz ( $SIC$ ), et de  $HQ$ .

		Maxp	ADF		PP		KPSS	
			Niveau	1st diff.	Niveau	1st diff.	Niveau	1st diff.
LNPIB	Modèle (3)	3	-1.656441	-8.607840	-1.576203	-8.596453	0.193313	0.132476
			[0.7543]	[0.0000]	[0.7871]	[0.0000]		
	Modèle (2)	2		-8.132515		-8.011961		0.456971
				[0.0000]		[0.0000]		
	Modèle (1)	1		-2.635637		-5.599051		
				[0.0096]		[0.0000]		
LNFBCF	Modèle (3)	1	-2.539342	-5.322701	-1.723862	-5.322701	0.175923	0.119223
			[0.3088]	[0.0004]	[0.7245]	[0.0004]		
	Modèle (2)	4		-5.154636		-5.114266		0.217282
				[0.0001]		[0.0001]		
	Modèle (1)	4		-4.630806		-4.675838		
				[0.0000]		[0.0000]		
LNPTO	Modèle (3)	2	-3.658257	-12.80337	-11.08929	-12.92937	0.189601	0.147631
			[0.0362]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]		
	Modèle (2)	2		-0.047766		-3.520598		0.383148
				[0.9486]	[0.0000]	[0.0117]	[0.0000]	
	Modèle (1)	2		-4.515152	3.048747	-8.789234		
				[0.0000]	[0.9992]	[0.0000]		

Les valeurs entre crochets sont des probabilités.

La valeur critique du seuil 5% pour le test KPSS est 0.4630 pour le modèle (2) et 0.1460 pour le modèle (3)

Les valeurs significatives des tests sont en gras

L'analyse de la stationnarité nous permet de déterminer l'ordre d'intégration, si la variable est stationnaire en niveau, c'est-à-dire son ordre d'intégration est zéro ; et si la variable admet une stationnarité en différence, c'est-à-dire l'ordre d'intégration peut aller de 1 à n. La comparaison des  $t_{y1}$  calculés aux  $t$  lus ou des LM statistiques aux valeurs critiques indique que les trois séries *lnpib*, *lnfbcf* et *lnpto* sont non stationnaires en niveau. Des tests similaires sur les différentes premières de ces trois séries, indiquent qu'elles sont stationnaires

Selon le tableau 1, tous les tests donnent le même résultat : les séries sont intégrées d'ordre 1. À l'exception du cas de *lnpto*, on note que les données de cette série ne contiennent pas assez d'informations concernant la stationnarité. En effet, les résultats des tests ADF et PP sont en contradiction avec les résultats du test KPSS en ce qui concerne le modèle (3). Pour remédier à cela, on opte pour la valeur critique du seuil 1% pour le test KPSS, de plus la statistique (0.147631) est très proche de la valeur critique au seuil 5% (0.146000), ainsi nous pouvons considérer que la série *lnpto* est intégrée d'ordre 1.

Donc, selon les résultats de la stationnarité, tous les variables de notre étude sont intégrés d'ordre 1, il existe donc un risque de cointégration.

### 1.3 Test de cointégration de Johansen

L'analyse de la cointégration permet d'identifier la relation véritable entre les variables en recherchant l'existence de vecteur de cointégration et en éliminant son effet, le cas échéant. Une condition nécessaire de cointégration est que les séries doivent être intégrées de même ordre. Si les séries ne sont pas intégrées de même ordre, elles ne peuvent pas être cointégrées. La détermination du nombre de vecteurs de cointégration (rang de la matrice et son interprétation) sont les questions centrales de cette méthode. Pour mener ce test, Johansen propose cinq spécifications concernant soit les vecteurs cointégrant soit les séries (le VAR proprement dit). Le choix d'une de ces spécifications s'effectue en fonction des données et de la forme supposée de la tendance. Cependant, avant d'établir les tests de relations

cointégrantes, il convient tout d'abord de s'interroger sur l'éventuelle introduction des termes déterministes (constance et tendance) à la fois dans la relation de cointégration à long terme et dans la dynamique de court terme.

Selected(0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	3	1	2	3
Max-Eig	2	3	1	1	3

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Selon les caractéristiques des données traitées, ce processus VAR peut connaître l'existence d'une constante soit dans la relation de cointégration soit dans le VAR, ou bien l'existence d'une tendance ( $t = 1, 2, \dots, n$ ) dans le VAR et/ou dans la relation de cointégration. Le modèle retenu est celui qui minimise le critère de Schwarz. Il sera marqué par la présence d'une tendance linéaire dans les séries et d'une constante dans la relation de cointégration. La valeur minimale de Schwartz est de -7.060289\* indique une seule relation de cointégration.

Tableau 3: Test de cointégration de Johansen			
Trend assumption: Linear deterministic trend			
Series: LNPIB LNFBCF LNPTO			
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)			
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)			
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Max-Eigen Statistic
None *	0.439220	41.24451 (29.79707) [0.0016]	26.02923 (21.13162) [0.0094]
At most 1	0.212494	15.21527 (15.49471) [0.0551]	10.74979 (14.26460) [0.1672]

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ce test de Johansen fonctionne par exclusion d'hypothèses alternatives, le rang de la matrice  $\Pi$  égal 0 ( $r = 0$ ), soit  $H_{01}: r = 0$  contre  $H_1: r > 0$ .  $\square$  trace1 = 41.24446 est supérieure à la valeur critique lue dans la table (29.79707), on rejette  $H_{01}$ , le rang de la matrice n'est pas 0, les séries ne sont donc pas stationnaires.

On va tester ensuite le rang de la matrice  $\Pi$  égal 1 ( $r = 1$ ), soit  $H_{01}: r = 1$  contre  $H_1: r > 1$ . On constate que le rang de la matrice est égal à 1 puisque  $\square$  trace2 15.21526 est inférieure à 15.49471, on accepte donc dans ce cas  $H_{01}$ . Nous acceptons donc l'hypothèse d'une relation de cointégration pour un seuil de 5%.

Le test de la valeur propre maximale indique qu'il y a une seule relation de cointégration pour un seuil de 5%. En effet, le rang de la matrice n'est pas 0 puisque  $\square$  max1 = 26.02919 est supérieure à la valeur critique lue dans le tableau (21.13162), on rejette donc l'hypothèse  $H_{01}$ .

En revanche, on ne peut pas rejeter l'hypothèse  $H_0$  au seuil de 5% dans l'hypothèse d'un rang de la matrice  $\pi$  égal à 1 parce que  $\lambda_{\max} = 10.74979$  est inférieure à 14.26460.

En général, on retient souvent les résultats du test de la trace dont la puissance est plus élevée que celle du test de la valeur propre maximale. Nos résultats ne posent pas de problème puisque les deux tests donnent la même conclusion. L'hypothèse d'une seule relation de cointégration est validée. Ce test permet de déterminer le nombre de relations de cointégration ; cependant il n'indique pas les variables cointégrées.

**1.3.1 Identification de la relation de cointégration**

L'estimation économétrique vise à évaluer les paramètres du modèle en utilisant la méthode de Johansen S. & Juselius K. (1990). Les paramètres d'un modèle de régression multiple sont calculés de manière à évaluer le véritable impact de la variable exogène sur la variable endogène dans la relation de long terme.

Dependent Variable: LNPIB

Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS)

Sample (adjusted): 1964 2009

Included observations: 46 after adjustments

Cointegrating equation deterministic: C @TREND

Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFBFCF	0.317432	0.046169	6.875426	0.0000
LNPTO	0.180314	0.218606	0.824832	0.4141
C	13.89518	2.599245	5.345851	0.0000
@TREND	0.017040	0.008078	2.109589	0.0409
R-squared	0.981573	Mean dependent var		24.34486
Adjusted R-squared	0.980257	S.D. dependent var		0.495569
S.E. of regression	0.069632	Sum squared resid		0.203640
Durbin-Watson stat	0.434312	Long-run variance		0.008224

Sortie EVIEWS 7

Dans le modèle estimé, la variable endogène est  $lnpi_b$  et les variables exogènes sont  $lnfbcf$  et  $lnpto$ . la relation entre ces trois variables est interprétée comme une relation de long terme dans laquelle le travail et le capital reflètent les niveaux de la production. Les paramètres  $\beta_1$  et  $\beta_2$  représentent l'impact d'un choc soutenu de  $lnfbcf$  et  $lnpto$  sur  $lnpi_b$ . Ils s'interprètent comme un multiplicateur de long terme.

$$lnpi_{b,t} = (13.89518 \quad 0.317432 \quad 0.180314 \quad 0.017040) \begin{pmatrix} 1 \\ lnfbcf_t \\ lnpto_t \\ t \end{pmatrix}$$

L'estimateur des paramètres est calculé avec les observations sur les variables explicatives  $lnfbcf$  et  $lnpto$ , considérées comme exogènes et la variable expliquée  $lnpi_b$ . Chaque estimateur est une variable aléatoire. Le terme constant est égal à la part de la variable dépendante qui ne peut pas être expliquée par les variables indépendantes.

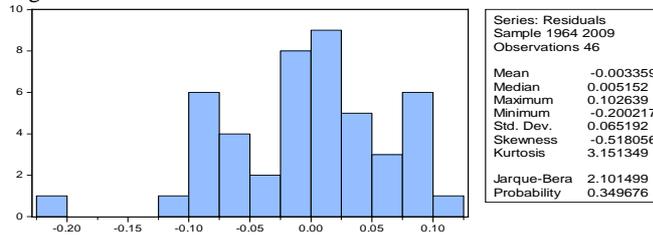
Tests diagnostics sur les termes d'erreurs

Après avoir fait l'estimation de la fonction de comportement  $(lnpi_b, lnfbcf, lnpto)$ , nous devons faire des tests paramétriques pour nous assurer que les hypothèses sont vérifiées et explorer les possibilités d'améliorer les résultats, en cas de rejet de l'hypothèse nulle.

### 1.3.2.1 Test de normalité

Pour calculer des intervalles de confiance prévisionnels et aussi pour effectuer les tests de Student sur les paramètres, il convient de vérifier la normalité des erreurs. Le test de Jarque et Berra (1984), fondé sur la notion de Skewness (asymétrie) et de Kurtosis (aplatissement), permet de vérifier la normalité d'une distribution statistique.

Figure 1.5 : test de normalité



Dans le tableau de droite, nous avons les trois statistiques : Skewness, Kurtosis et Jarque-Bera. Le Jarque-Bera a une probabilité de 0,349676 qui est supérieure à 5%, ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle de normalité des termes d'erreurs ou résidus.

Le skewness est une mesure de l'asymétrie de la distribution de la série autour de sa moyenne. Pour une loi normale, le coefficient de skewness -ou coefficient d'asymétrie- est égale à zéro et le moment est d'ordre 3. Le skewness négative (-0.5180) signifie que la distribution a une queue allongée vers la gauche.

Le kurtosis mesure le caractère pointu ou plat de la distribution de la série. Le coefficient de kurtosis -ou coefficient d'aplatissement- vaut 3 et le moment de kurtosis est d'ordre 4. La statistique de Kurtosis égale à 3.15 est légèrement supérieure à 3, la distribution est plutôt pointue relativement à la normale.

### 1.3.2.2 Le test de significativité des coefficients individuels (Test de Student)

Dans le tableau des résultats de la régression, on observe chaque coefficient estimé et sa probabilité correspondante. L'erreur standard sert à calculer la valeur de  $t$  en vue de tester si le coefficient est significativement différent de zéro. La statistique  $t_{calculé}$  est distribuée selon une loi de Student à  $(N - K)$  degrés de liberté,  $K = 3$  présente le nombre des paramètres à estimer et  $N=47$  est le nombre d'observations.

Les probabilités des paramètres de la variable  $\ln fbcf$  et de la constante sont inférieures à 0,05, les coefficients sont considérés significativement différents de 0. Ce test est le test de base qui a pour but de vérifier que la variables explicative  $\ln fbcf$  influence la variable  $\ln pth$ . Par contre, la probabilité du paramètre de la variable  $\ln pta$  est de 0.414 supérieure à 0.05, le t-statistique stipule que le coefficient concerné est insignifiant. Le non rejet de l'hypothèse nulle,  $H_0: \beta_k = 0$ , signifie que la variable  $\ln pta$  n'explique pas la variable endogène  $\ln pth$ .

### 1.3.2.3 Test d'auto corrélation de Durbin-Watson

Le test de Durbin-Watson (DW) vise à détecter la présence ou l'absence de l'auto-corrélation d'ordre 1 des résidus. Ce test revient à examiner si la valeur DW calculée s'écarte suffisamment vers 0 ou vers 4, pour renoncer à l'hypothèse d'indépendance des aléas au niveau de risque choisi. La statistique de DW est donnée directement dans le tableau des résultats. Pour mieux interpréter et analyser cette statistique, nous consultons la table de DW. Pour un nombre de variables exogènes égale à 2, la taille d'échantillon égale à 47 et un seuil de significativité de 5%  $d_1 = 1.43$  et  $d_2 = 1.62$ .

La statistique DW est égale à 0.434 inférieure à 1.43, on rejette l'hypothèse  $H_0$  et on conclut qu'il y a une auto corrélation positive des résidus (une erreur positive succède à une erreur positive).

### 1.3.3 Analyse de la variance et qualité d'ajustement

La qualité de l'ajustement peut être mesurée par le coefficient de détermination  $R^2$ . Il donne le pourcentage de la variance totale de  $\ln p_{it}$  expliquée par le modèle. Les coefficients de régression sont significatifs puisque la valeur du  $R_{\text{squared}}$  est élevée.

Le coefficient de détermination  $R^2 = 0.981573$  indique le pourcentage de la variation totale de la variable dépendante qui est expliquée par les variables indépendantes de l'équation ou fonction de comportement du modèle. Cette statistique est comprise dans l'intervalle  $[0,1]$ , une valeur proche de 1 indique que la qualité d'ajustement est bonne dans la mesure où la part de la variance de  $\ln p_{it}$  expliquée par le modèle est élevée. Le modèle permet d'exprimer 98% de la variation de la production, c'est-à-dire que les variables indépendantes expliquent 98% des variations de la variable dépendante.

La somme des carrés des écarts résiduels (0.203640) dévoile les trois sources de la variance : celle du modèle, celle des résidus et le total des deux (modèle et résidus). Elle sert à calculer les valeurs observées et estimées de la variable dépendante qui rendent minimale la somme des carrés des écarts résiduels et par conséquent maximise le  $R^2$ . Cependant, cette statistique croît avec le nombre de variables exogènes, c'est pourquoi on calcule également le coefficient de détermination ajusté,  $\bar{R}^2$ , qui tient compte du nombre de variables explicatives présentes dans le modèle.

La statistique  $\bar{R}^2$  ajustée (0.980257) reflète mieux la vraie performance de l'équation ou fonction du comportement du modèle. Le R-carré ajusté tente d'annuler le biais induit par l'ajout des variables explicatives. La statistique R-carré ajustée augmente avec le pouvoir explicatif du modèle et diminue avec les pertes en degrés de liberté.

Les valeurs des deux statistiques  $R^2$  et  $\bar{R}^2$  ajustées sont très proches, ceci implique que la fonction de comportement est bien spécifiée. Par contre, dans ce type de spécification, le fait que les séries sont cointégrées et non stationnaires soulève un problème d'estimation. La bonne qualité statistique du modèle  $R^2$  est due au fait que les séries sont non stationnaires ; en effet, la relation mise en évidence par cette régression n'est pas réelle, elle découle simplement d'une relation entre deux tendances.

S'agissant d'une série statistique assez longue (1963-2009), il est tout à fait probable qu'on risque de masquer la réalité de signification des résultats et de ne pas déceler les imperfections probables que comporte le raisonnement sur une telle période. Nous devons dans ce cas, faire appel à la représentation vectorielle à correction d'erreur (VECM, « Vecteur Error Correction Model ») afin de pouvoir procéder à une analyse plus fine. L'objectif de ce modèle est, d'une part de retirer la relation commune de cointégration (la tendance commune), d'autre part, de rechercher la liaison réelle entre les variables.

### 1.4 Estimation du modèle à correction d'erreur

Nous pouvons imaginer une relation croisée entre les variations de  $\ln f_{bcf}$  et les variations de  $\ln f_{bcf}$  et  $\ln p_{it}$ . En effet, même si la spécification de long terme reste valide, il peut exister une dynamique à court terme. Pour obtenir des informations sur la vitesse d'ajustement à l'équilibre on peut estimer un modèle à correction d'erreur (MCE). En effet, le MCE permet de modéliser conjointement les dynamiques de court terme (représentées par les variables en différence première) et de long terme (représentées par les variables en niveau).

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1965 2009

Included observations: 45 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:		CointEq1		
LNPIB(-1)		1.000000		
LNFBFCF(-1)		-0.490957 (0.05914) [-8.30119]		
LNPTO(-1)		-0.541733 (0.06081) [-8.90861]		
C		-4.819380		
Error Correction:		D(LNPIB)	D(LNFBFCF)	D(LNPTO)
CointEq1		-0.070466 (0.07325) [-0.96199]	0.303373 (0.18972) [ 1.59905]	0.263389 (0.07456) [ 3.53248]
D(LNPIB(-1))		-0.340716 (0.18297) [-1.86212]	-0.473738 (0.47390) [-0.99966]	0.164643 (0.18625) [ 0.88400]
D(LNFBFCF(-1))		0.092799 (0.07057) [ 1.31493]	0.412701 (0.18279) [ 2.25784]	0.011214 (0.07184) [ 0.15611]
D(LNPTO(-1))		0.109677 (0.07854) [ 1.39638]	-0.062706 (0.20343) [-0.30824]	-0.133328 (0.07995) [-1.66765]
C		0.040805 (0.01068) [ 3.82164]	0.055454 (0.02765) [ 2.00521]	0.047948 (0.01087) [ 4.41165]
R-squared		0.125970	0.144103	0.269356
Adj. R-squared		0.038566	0.058513	0.196292
Sum sq. resid		0.098881	0.663315	0.102453
S.E. equation		0.049720	0.128775	0.050610
F-statistic		1.441248	1.683648	3.686561
Log likelihood		73.85894	31.03403	73.06055
Akaike AIC		-3.060397	-1.157068	-3.024913
Schwarz SC		-2.859657	-0.956328	-2.824173
Mean dependent		0.038472	0.052111	0.046734
S.D. dependent		0.050707	0.132716	0.056453
Determinant resid covariance (dof adj.)			5.35E-08	
Determinant resid covariance			3.76E-08	
Log likelihood			193.1165	
Akaike information criterion			-7.782954	
Schwarz criterion			-7.060289	

Sortie EVIEWS 7

Le modèle sous cette forme nous permettrait de mesurer l'impact sur les valeurs présentes d'une innovation (ou de choc). Le terme à correction d'erreur est négatif est significativement différent de 0 pour la variable  $lnpiib_t$ . Le modèle dynamique, s'écrit comme suit :

$$D(LNPIB) = -0.0704664084801 * (LNPIB_{t-1} - 0.490957328329 * LNFBFCF_{t-1} - 0.541732903811 * LNPTO_{t-1} - 4.8193804587) - 0.340716210325 * D(LNPIB_{t-1}) + 0.0927991226773 * D(LNFBFCF_{t-1}) + 0.109676720214 * D(LNPTO_{t-1}) + 0.040805361372$$

$$D(LNFBFCF) = 0.303372784637 * (LNPIB_{t-1} - 0.490957328329 * LNFBFCF_{t-1} - 0.541732903811 * LNPTO_{t-1} - 4.8193804587) - 0.473737838958 * D(LNPIB_{t-1}) + 0.412701126302 * D(LNFBFCF_{t-1}) - 0.0627058606559 * D(LNPTO_{t-1}) + 0.055453673213$$

$$D(LNPTO) = 0.263388993792 * (LNPIB_{t-1} - 0.490957328329 * LNFBFCF_{t-1} - 0.541732903811 * LNPTO_{t-1} - 4.8193804587) + 0.164643109315 * D(LNPIB_{t-1}) + 0.0112144794773 * D(LNFBFCF_{t-1}) - 0.133327907706 * D(LNPTO_{t-1}) + 0.0479484036284$$

La première équation constitue une représentation ECM. En effet, la dynamique du taux de croissance de  $LNPIB_t$  est déterminée par une cible de long terme (la relation de cointégration :  $(-0.490957328329 * LNFBCE_{t-1} - 0.541732903811 * LNPTO_{t-1} - 4.8193804587)$  . Le paramètre (-0.070466) doit être négative pour qu'il y ait un retour de  $LNPIB_t$  à sa valeur d'équilibre de long terme, en d'autre terme Le coefficient (-0.070466) indique la vitesse d'ajustement de la production pour retourner à l'équilibre suite à un choc, ce coefficient constitue une force de rappel vers l'équilibre.

A court terme, la dynamique de la production en Algérie n'est pas déterminée principalement par sa propre évolution passée, le travail ( $lnpro$ ) et le capital ( $lnfbcf$ ) sont des déterminants significatifs de la production comme le montre clairement la valeur de t du Student. La composante dynamique du modèle est représentée par la partie:

$$[-0.340716210325 * D(LNPIB_{t-1}) + 0.0927991226773 * D(LNFBCE_{t-1}) + 0.109676720214 * D(LNPTO_{t-1}) + 0.040805361372]$$

Le coefficient 0.040805 représente la croissance du modèle et les coefficients -0.340716, 0.092799 et 0.109676 représentent la dynamique de court terme.

Les résultats indiquent que les fluctuations de la production sont expliquées à 12.59% par les variables du modèle. On constate que le paramètre d'ajustement nous indique qu'on peut ajuster 3.85% du déséquilibre entre le niveau désiré et celui effectif de la production.

Ces résultats n'ont pas de fiabilité si les séries des résidus ne sont pas des bruits blancs.

#### 1.4.1 Validation du modèle à correction d'erreur

Lorsque le processus est bien estimé, les résidus entre les valeurs observées et les valeurs estimées par le modèle doivent se comporter comme un bruit blanc. Les tests d'auto-corrélation sont conçus pour vérifier si les résidus suivent un bruit blanc. Si les résidus obéissent à un bruit blanc, il ne doit pas exister d'auto-corrélation dans la série. Il y a plusieurs tests pour tester l'auto-correction des résidus : le test de Ljung-Box, Breusch-Godfrey et le test de Box-Pierce.

##### 1.4.1.1 Test de Ljung-Box

On vérifie que les résidus issus de chacune des trois équations sont des bruits blancs en utilisant Q-statistique de Ljung-Box. La statistique de Ljung-Box (corrélogramme et Q-Stat), permet de tester l'hypothèse d'indépendance sérielle d'une série. Plus spécifiquement, cette statistique teste l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas d'auto-corrélation des résidus jusqu'à l'ordre k. Elle est basée sur la somme des auto-corrélations de la série et elle est distribuée selon une loi Chi-carré avec m degrés de liberté. Si la p-value est inférieure à 0,05, on rejette l'hypothèse nulle et on accepte l'hypothèse alternative : les résidus sont autocorrélés à l'ordre k.

Figure 1.6 : Corrélogramme de la série des résidus

Corrélogramme de la série des résidus de la première équation  
 Sample: 1963 2009  
 Included observations: 45

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	0.025	0.025	0.0299	0.863
. .	. .	2	0.027	0.027	0.0669	0.967
. .	. .	3	0.051	0.050	0.1979	0.978
.* .	.* .	4	0.151	0.148	1.3714	0.849
.** .	.** .	5	0.239	0.237	4.3966	0.494
.* .	.* .	6	0.098	0.097	4.9209	0.554
. .	. .	7	0.047	0.033	5.0444	0.655
. .	.* .	8	-0.035	-0.084	5.1128	0.745
. .	.* .	9	-0.028	-0.124	5.1598	0.820
. .	.* .	10	0.016	-0.091	5.1750	0.879
.* .	.* .	11	-0.073	-0.148	5.5076	0.904
.* .	.* .	12	-0.074	-0.106	5.8603	0.923
.* .	. .	13	-0.074	-0.048	6.2214	0.938
. .	. .	14	-0.058	-0.000	6.4547	0.954
.* .	. .	15	-0.078	0.001	6.8874	0.961
. .	.* .	16	-0.002	0.114	6.8877	0.975
. .	.* .	17	0.004	0.130	6.8888	0.985
.* .	.* .	18	-0.192	-0.115	9.7783	0.939
.* .	.* .	19	-0.148	-0.153	11.566	0.903
. .	.* .	20	-0.022	-0.075	11.607	0.929

Corrélogramme de la série des résidus de la deuxième équation  
 Sample: 1963 2009  
 Included observations: 45

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	-0.032	-0.032	0.0504	0.822
.* .	.* .	2	-0.202	-0.203	2.0561	0.358
.** .	.** .	3	0.251	0.247	5.2240	0.156
.* .	.* .	4	-0.111	-0.161	5.8574	0.210
.* .	.** .	5	0.172	0.319	7.4227	0.191
.* .	.* .	6	0.093	-0.082	7.8893	0.246
.* .	.* .	7	-0.084	0.142	8.2815	0.308
.** .	.* .	8	0.249	0.122	11.833	0.159
. .	.* .	9	0.064	0.119	12.071	0.209
.* .	.* .	10	-0.099	-0.066	12.662	0.243
.* .	.** .	11	-0.119	-0.251	13.543	0.259
.* .	.* .	12	-0.147	-0.192	14.928	0.245
. .	.* .	13	0.054	-0.119	15.123	0.300
. .	. .	14	0.062	0.021	15.385	0.352
.* .	.* .	15	-0.184	-0.203	17.781	0.274
. .	. .	16	-0.025	0.043	17.827	0.334
.* .	. .	17	0.084	0.049	18.366	0.366
.** .	.* .	18	-0.224	-0.104	22.307	0.219
.* .	.* .	19	-0.157	-0.071	24.311	0.184
. .	. .	20	-0.008	0.014	24.317	0.229

Corrélogramme de la série des résidus de la troisième équation  
 Sample: 1963 2009  
 Included observations: 45

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	0.117	0.117	0.6632	0.415
. .	. .	2	0.007	-0.007	0.6658	0.717
* .	* .	3	-0.174	-0.177	2.1947	0.533
. .	. .	4	-0.016	0.027	2.2072	0.698
* .	* .	5	-0.139	-0.143	3.2280	0.665
. .	. .	6	0.023	0.028	3.2574	0.776
* .	* .	7	-0.167	-0.180	4.8036	0.684
. .	. .	8	-0.030	-0.038	4.8559	0.773
* .	* .	9	-0.168	-0.168	6.5047	0.689
* .	* .	10	-0.096	-0.157	7.0670	0.719
. .	. .	11	-0.051	-0.050	7.2305	0.780
* .	* .	12	0.201	0.101	9.8136	0.632
* .	. .	13	0.132	0.057	10.965	0.614
* .	. .	14	0.102	-0.001	11.670	0.633
. .	. .	15	-0.038	-0.032	11.770	0.696
. .	. .	16	0.002	-0.020	11.770	0.760
. .	. .	17	0.032	0.054	11.845	0.809
. .	. .	18	0.024	-0.024	11.889	0.853
. .	. .	19	-0.043	-0.019	12.038	0.884
. .	. .	20	-0.027	-0.008	12.099	0.913

Dans la fenêtre « correlogram of residuals » ou corrélogramme des résidus, nous avons des rectangles confinés dans deux corridors (le premier corridor est lié à l'auto corrélation et l'autre à la corrélation partielle). Le nombre des rectangles qui sortent du corridor déterminent l'ordre d'auto corrélation des résidus. Ici ,on constate qu'aucun rectangle du corrélogramme ne sort de la bande stylisé en pointillés, ce qui indique une absence d'auto –corrélation. On accepte donc l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation des résidus.

La statistique Q de Ljung-Box pour un retard égal à 20 confirme l'absence d'auto-corrélation des trois séries des résidus. En effet, les probabilités du test pour un retard égal à 20 sont respectivement 0.929, 0.229 et 0.913 supérieures à 0.05, donc l'hypothèse nulle de bruit blanc des résidus est acceptée.

#### 1.4.1.2 Test de Breusch-Godfrey

La statistique de Breusch-Godfrey ou test de multiplicateur de Lagrange (LM) de corrélation sérielle est un test d'absence d'auto corrélation. Si la p-value est inférieure à 0,05, on rejette l'hypothèse nulle de non auto corrélation des résidus.

VEC Residual Serial Correlation LM Tests  
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h  
 Sample: 1963 2009  
 Included observations: 45

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.845592	0.8476
2	6.482297	0.6908
3	17.10291	0.0471
4	5.136297	0.8223
5	11.82257	0.2235
6	9.913882	0.3575
7	10.87855	0.2841
8	15.19288	0.0858
9	2.978787	0.9651
10	3.855178	0.9207
11	2.767174	0.9728
12	6.768949	0.6612

Probs from chi-square with 9 df.

La probabilité du test de Breusch-Godfrey est supérieure à 5%, ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle de non auto- corrélation des termes d'erreurs.

#### 1.4.1.3 Test d'hétéroscédasticité

L'une des hypothèses clés des modèles linéaires est l'hypothèse d'homoscédasticité, c'est-à-dire, les résidus (termes d'erreur) du modèle ont la même variance. A ce niveau, on vérifie si les erreurs conservent une variance constante tout au long de la période.

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms

Sample: 1963 2009

Joint test:		
Chi-sq	Df	Prob.
101.8945	84	0.0895

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(14,30)	Prob.	Chi-sq(14)	Prob.
Res1*res1	0.435871	1.655667	0.1204	19.61420	0.1428
res2*res2	0.342454	1.116011	0.3843	15.41041	0.3507
res3*res3	0.815386	9.464342	0.0000	36.69235	0.0008
res2*res1	0.390126	1.370750	0.2271	17.55567	0.2278
res3*res1	0.705873	5.142636	0.0001	31.76430	0.0043
res3*res2	0.865196	13.75324	0.0000	38.93382	0.0004

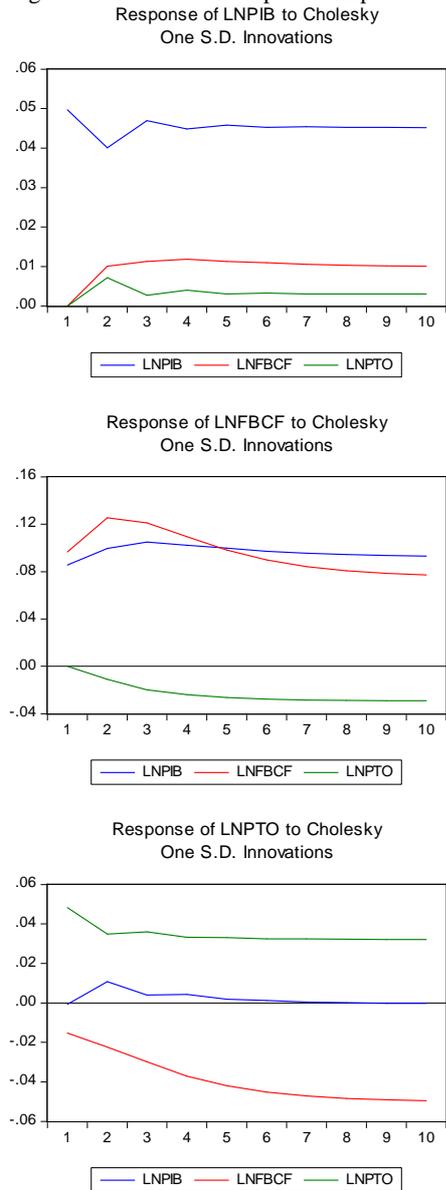
La probabilité du test est supérieure à 5%, ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus ou termes d'erreurs. Les tests d'auto- corrélation sont conçus pour vérifier si les résidus suivent un bruit blanc. Puisque les résidus obéissent à un bruit blanc, il ne doit pas exister d'auto- corrélation dans les séries. La spécification du modèle à correction d'erreur est donc validée.

#### 1.4.2 La fonction de réponse impulsionnelle

Pour finir notre travail, il est indispensable de tester l'impact des changements du travail et du capital sur la production, ainsi que l'impact de la production sur le travail et le capital. Pour cela, nous allons utiliser les fonctions de réponse au choc, et la décomposition de la variance, c'est-à-dire l'analyse impulsionnelle. Or, cette analyse se base sur l'estimation d'un modèle

VAR. En effet, il est bien connu que les fonctions de réponse se caractérisent par une forte sensibilité envers l'ordre des variables du modèle VAR. Le graphique suivant présente les trois fonctions de réponses de réponses impulsionnelles.

Figure 1.7 : Fonctions de réponses impulsionnelles



D'après cette figure on remarque que dans le cas d'un choc de  $lnfbcf$ , on a une faible réponse initiale positive du  $lnpiib$  qui dure jusqu'à la 10<sup>ème</sup> période. On note aussi qu'il y'a une faible réponse initiale positive du  $lnpiib$  qui dure deux périodes, puis une tendance vers la baisse face à un choc de  $lnpro$ .

Dans le cas d'un choc du  $\ln pib_t$ , on remarque une forte réponse initiale positive de  $\ln fbcf_t$  qui tend ensuite vers la baisse jusqu'à la 10<sup>ème</sup> période. En ce qui concerne les chocs de  $\ln pto_t$ , on remarque qu'il y'a une faible réponse initiale négative de  $\ln fbcf_t$ .

Finalement, concernant les chocs du  $\ln pto_t$ , on a une faible réponse initiale positive de  $\ln pto_t$  qui dure deux périodes, puis une tendance vers la baisse ou la réponse exhibe un retour vers l'équilibre. En ce qui concerne les chocs de  $\ln fbcf_t$ , on remarque qu'il y'a une forte réponse initiale négative de  $\ln pto_t$ .

#### 1.4.3 Décomposition de la variance

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision a pour objectif de calculer pour chacune des innovations sa contribution à la variance.

Variance Decomposition of LNPIB

Period	S.E.	LNPIB	LNFBFCF	LNPTO
2	0.065020	96.41604	2.379871	1.204088
3	0.081028	95.64535	3.470098	0.884557
4	0.093437	94.92416	4.228942	0.846897
5	0.104746	94.70537	4.536719	0.757908
6	0.114692	94.59105	4.697309	0.711637
7	0.123838	94.57377	4.756103	0.670129
8	0.132278	94.58293	4.776558	0.640516
9	0.140193	94.60829	4.775564	0.616150
10	0.147661	94.63639	4.766801	0.596810

Variance Decomposition of LNFBFCF

Period	S.E.	LNPIB	LNFBFCF	LNPTO
1	0.128775	43.93596	56.06404	0.000000
2	0.205711	40.63752	59.07879	0.283691
3	0.261434	41.24191	57.99903	0.759058
4	0.302191	42.29746	56.51465	1.187893
5	0.334080	43.51915	54.87893	1.601924
6	0.360396	44.66031	53.36947	1.970221
7	0.383262	45.69226	52.01038	2.297363
8	0.403852	46.59872	50.81890	2.582382
9	0.422885	47.39088	49.77871	2.830408
10	0.440781	48.08098	48.87318	3.045839

Variance Decomposition of LNPTO:

Period	S.E.	LNPIB	LNFBFCF	LNPTO
1	0.050610	0.017569	9.066307	90.91612
2	0.066328	2.620125	16.70383	80.67604
3	0.081284	1.976122	24.60840	73.41548
4	0.095432	1.633002	32.98171	65.38529
5	0.109389	1.270419	39.77280	58.95678
6	0.122746	1.018744	45.15402	53.82724
7	0.135442	0.837443	49.23117	49.93139
8	0.147408	0.707007	52.35698	46.93601
9	0.158683	0.610327	54.76849	44.62118
10	0.169320	0.536509	56.66442	42.79908

Cholesky Ordering: LNPIB LNFBFCF LNPTO

Les résultats obtenus indiquent la contribution de chacune des variables à la variance de l'erreur. La décomposition de la variance indique que la variance de l'erreur de prévision de  $\ln pib_t$  est due à 95% à ses propres innovations et à 8% à celle de  $\ln fbcf_t$ . La variance de

L'erreur de prévision de  $\ln fbcf_t$  est due à 48% à  $\ln pib_t$ , 49% à ses propres innovations et seulement à 3% à celles de  $\ln ptn_t$ . Enfin, La variance de l'erreur de prévision de  $\ln ptn_t$  est due à 57% à  $\ln fbcf_t$ , et à 43% à ses propres innovations.

Nous constatons qu'une innovation sur la production ( $\ln ptn_t$ ) n'influence pas de manière instantanée le capital ( $\ln fbcf_t$ ) et le travail ( $\ln pro_t$ ), en revanche une innovation sur le capital ( $\ln fbcf_t$ ) à une influence contemporaine sur la production ( $\ln ptn_t$ ). Dans ce cas, nous pouvons considérer le travail et le capital comme variables exogènes puisqu'ils évoluent indépendamment suite à un choc d'une variation à un instant donné.

Identification de la relation de long terme entre les variables

Une variable ou plusieurs variables explicatives ont une influence significative sur la variable dépendante (expliquée), seulement si les coefficients estimés des variables explicatives sont significatifs. En effet, il est logique que la production augmente lorsque l'effectif croît ou lorsque l'économie se dote de capital supplémentaire.

$$\ln ptn_t = 4.619360 + 0.490957 \ln fbcf_t + 0.541733 \ln pro_t$$

Les résultats confirment que nous sommes devant une fonction de production de type Cobb Douglas. L'interprétation de ces résultats se base sur l'analyse des signes des coefficients de l'équation de production. Dans ce sens, le tableau montre que les signes sont conformes à nos attentes. En effet, la production est positivement influencée par le capital et le travail, la somme des élasticités du travail et du capital est inférieure à l'unité, donc nous sommes devant une fonction de production à rendements d'échelle décroissants. Pour ce qui est de la production totale des facteurs, les résultats montrent un impact positif sur la production.

Les élasticités définissent la sensibilité d'une variable indépendante par rapport aux variations d'une autre variable considérée comme endogène.  $\alpha = 0.491$ , élasticité partielle du capital par rapport à la PIB, traduit le fait qu'une variation très importante du capital engendre un accroissement moyen de la PIB.  $\beta = 0.542$ , élasticité partielle du travail par rapport à la PIB, traduit le fait qu'une variation très importante du travail engendre un accroissement plus que moyen de la PIB. L'élasticité du travail est supérieure à celle du capital, la variable  $\ln ptn_t$  contribue plus que la variable  $\ln fbcf_t$  à la détermination de la production.

Les rendements à l'échelle sont constatés à partir de la somme des élasticités dont la grandeur est de l'ordre de 1.033, pratiquement égale à l'unité. Nous sommes donc en présence d'un accroissement proportionnel de la PIB. D'ailleurs le rythme de croissance de la PIB est confirmé par une productivité marginale légèrement croissante puisque  $\alpha + \beta - 1 = 0.491 + 0.542 - 1 = 0.033$ .

En ce qui concerne le progrès technique, si durant toute la période, on n'aurait procédé à aucun investissement en capital, on aurait quand même augmenté la PIB de 4.819. Le coefficient de tendance interprété ici comme l'indicateur du progrès technique non incorporé, représente donc un « résidu » et indique un progrès technique annuel d'environ 4.819 qui reflète en même temps le niveau général d'industrialisation sur la période (1963-2009).

### Conclusion

Le but de cette étude économétrique était d'étudier la relation entre les variables qui constituent la fonction de production en Algérie. Donc, selon les résultats de la stationnarité, toutes les variables de notre étude sont intégrées d'ordre 1. On a procédé au test de cointégration de Johansen S. & Juselius K. (1990). Le test révèle qu'il existe une relation de cointégration entre les variables de notre étude, ce qui peut être interprété par l'existence d'une relation de long terme entre ces variables.

L'utilisation des données pour tester la présence d'une relation à long terme par la cointégration est soumise à des conditions quant aux caractéristiques des séries. Le plus important est le fait qu'elles soient toutes intégrées du même ordre. Pour cela, on a commencé par le test d'ADF, on a déterminé le nombre de retards, ensuite on a étudié la

significativité de la tendance et vérifié la stationnarité des variables. En plus de ce test, on a utilisé pour confirmer les résultats, la méthode de PP et celle de KPSS.

Dans cette étude, nous avons examiné sur le plan économétrique les déterminants macroéconomiques de la fonction de production en Algérie à l'aide des techniques de cointégration et du modèle à correction d'erreur. En plus, nous avons recouru à une estimation VAR pour analyser les effets d'une variable sur l'autre à travers des simulations de chocs aléatoires. En ce qui concerne la dynamique à court terme, l'étude effectuée a apporté un éclairage sur la manière dont le capital et le travail influencent les décisions de production.

En effet, la production est positivement influencée par le capital et le travail, l'élasticité du travail et du capital est pratiquement égale à l'unité. Pour la relation de long terme, il existe une seule relation de cointégration. Cette relation peut être présentée dans l'équation suivante :

$$\ln p t_{t} = 4.619380 + 0.490957 \ln f b c f_{t} + 0.541733 \ln p r o_{t}$$

Pour des analyses plus poussées, il était indispensable de tester l'impact des changements de la production sur le capital  $FBCF$  et le travail  $PTO$ , ainsi que l'impact de ces derniers sur la production. Pour cela, nous avons utilisé les fonctions de réponse au choc, et la décomposition de la variance, c'est-à-dire l'analyse impulsionnelle.

Ainsi «la question intéressante notamment en matière de politique économique, est de savoir qu'elle est la contribution de chacun des taux de croissance des facteurs au taux de la croissance de la production globale et dans quelle mesure ces différentes influences sont indépendantes les unes des autres»<sup>v</sup>. Sous la forme analytique simplifiée, la fonction de production recèle nécessairement des limites liées aux différents aspects théoriques et économiques qu'elle renferme. En effet, il n'existe aucun modèle, aussi sophistiqué soit-il qui puisse représenter de façon satisfaisante la structure de toute une économie et dans toute sa complexité; une image compréhensive et logique du tout peut être obtenue par l'analyse successive de certains aspects partiels. On notera donc que les modèles économiques ne représente pas une fin en soi mais un ensemble d'instruments et outils capables à même de faciliter et rendre plus rigoureuse la quantification de la croissance économique et donc de simplifier la réalité économique.

<sup>i</sup> L'économétrie appliquée, 2<sup>ème</sup> édition -Isabelle Cadoret-Catherine Benjamin-Frank Martin-Nadine Herrard-Sтивен Tanguy, p339.

<sup>ii</sup> Pearce, D.W., The MIT dictionary of modern economics, 4th edition, The MIT press, Cambridge, P. 179, 1992.

<sup>iii</sup> Bannock, G., Baxter, R.E., Davis, E., The economist books: dictionary of economics, The Bath Press, P.127, 1998.

<sup>iv</sup> Douglass Greenwald Edition Encyclopedia of Economics, page 107.

<sup>v</sup> J.Lecaillon « la croissance économique » Edition Cujas 1972, page 16.

#### Bibliographie

1. Régis BOURBONNAIS, Manuel et exercices corrigés, Econométrie, 5<sup>ème</sup> édition, Dunod, Paris 2004.
2. L'économétrie appliquée, 2<sup>ème</sup> édition -Isabelle Cadoret-Catherine Benjamin-Frank Martin-Nadine Herrard-Sтивен Tanguy.
3. Pearce, D.W., The MIT dictionary of modern economics, 4th edition, The MIT press, Cambridge.
4. Bannock, G., Baxter, R.E., Davis, E., The economist books: dictionary of economics, The Bath Press.
5. J.Lecaillon « la croissance économique » Edition Cujas 1972.
6. Salvatore « économétrie et statistiques appliquées » Série Schaum M .G.H. Paris 1985.
7. Lardic S. et Mignon V., " Econométrie Des Séries Temporelles Macroéconomiques et Financières", Economica, Paris, 2002.
8. Engle R.F. and Granger C.W.J. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", Econometrica, 1987.
9. Johansen S. "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", Econometrica, 1991.
10. Johansen S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", Journal of Economic Dynamics and Control.