



Munich Personal RePEc Archive

## **The Solow residue for Tunisia: technology shocks or factor utilization?**

MABROUKI, Mohamed

ISAEG, MaCMA

May 2002

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/82030/>  
MPRA Paper No. 82030, posted 17 Oct 2017 22:08 UTC

## **Le résidu de Solow de l'économie tunisienne : chocs technologiques ou taux d'utilisation des capacités de production ?**

### **Résumé**

La décomposition de Solow montre la contribution de facteur capital et travail à la croissance et fait apparaître le résidu qui est la part non expliquée par ces deux facteurs. Ce travail consiste à étudier empiriquement l'exogénéité de résidu de Solow pour le cas de l'économie tunisienne. Cependant, la mesure de résidu de Solow dépend des quelques hypothèses (concurrence parfaite, rendements d'échelle constants et pleine utilisation de capacité productive). Faut de la non réalisation de l'une de ces hypothèses le résidu de Solow sera une mauvaise mesure de chocs technologiques. Le résidu de Solow, est il exogène? Cette question résume toutes les interrogations suivantes : est ce que le résidu de Solow mesure correctement l'effet des chocs technologiques ? Ce résidu est il affecté par des chocs de demande? Peut ont influencé le résidu de Solow par des politiques budgétaires et monétaires? L'étude de ces problèmes permet d'expliquer les différents facteurs de la croissance.

**Mots clés :** Résidu de Solow ; Croissance ; Chocs ; exogénéité ; VAR ; Causalité ; Cointégration.

### **Introduction**

Depuis toujours, les théoriciens s'intéressent à l'étude des facteurs de la croissance économique. Le résidu de Solow (RS) est au cœur de ses études, il est interprété comme le progrès technique, c'est la « boîte noire » des théories traditionnelles.

L'accélération de la croissance au lendemain de la seconde guerre mondiale demande à être expliquée à divers niveaux. L'un de ces niveaux d'explication consiste à identifier et à évaluer la contribution des divers facteurs à l'accroissement tendanciel de la production. Les modèles de croissance expliquent généralement la croissance soit par le facteur travail, soit par le facteur capital. Mais les travaux nombreux effectués sur ce point ont mis en évidence que l'accroissement quantitatif des facteurs traditionnels (travail et capital) n'explique qu'une part limitée de la croissance et ont fait apparaître un résidu interprété comme l'influence des changements techniques. La décomposition de Solow

(1957) montre la contribution de facteur capital et travail à la croissance et fait apparaître le résidu qui est la part non expliquée par ces deux facteurs.

La méthode standard pour mesurer les chocs technologiques est l'utilisation de résidu de Solow. Cependant, la mesure de ce dernier dépend des quelques hypothèses (concurrence parfaite, rendements d'échelle constants, et utilisation pleine et constante de capacité productive). Faut de la non réalisation de l'une de ces hypothèses le résidu de Solow sera une mauvaise mesure de chocs technologique, on dit dans ce cas qu'elle est contaminée par la demande.

L'analyse de quelques travaux empiriques montre que la nature de résidu de Solow (exogène ou endogène) détermine si ce dernier mesure le seul choc technologique ou il reflète aussi des chocs de demande. Ce problème est en relation étroite avec les suppositions faites sur la nature de rendement d'échelle, nature de concurrence et taux d'utilisation de capacité productive. Ainsi la nature d'équation (fonction de production) utilisée pour mesurer le résidu de Solow doit dépendre des ces variables.

Par exemple s'il n'y a pas pleine et constante utilisation de capacité de production, les fluctuations au niveau de résidu de Solow ne reflètent pas seulement l'effet des chocs technologiques, en disant que le résidu de Solow est condamné par les chocs de demande.

Plusieurs auteurs montrent que la mesure de résidu de Solow dépend des la nature des différentes hypothèses prises sur la fonction de production. Burnside et Eichenbaum (1994) accentuent l'importance sur le taux d'utilisation de capacité, dont sa variabilité joue un rôle important dans la propagation des chocs dans le cycle d'affaire. Si en ne tenant pas compte correctement le problème de mesure, utilisant le stock de capital mesuré sous la supposition implicite de pleine et constante utilisation de capital, les preuves sur les valeurs de rendement d'échelle et de mark – up se trouvent influencées. Cela peut ramener au refus erroné de l'exogénéité de RS. En effet, un taux variable d'utilisation de capital doit être utilisé correctement dans la définition de RS.

Ce travail consiste à étudier empiriquement les comportements de résidu de Solow pour le cas de l'économie tunisienne. D'où l'estimation d'une fonction de production (Section I), puis en mesurant le RS (Section II). Dans la troisième section en estimant le RS dans le cadre d'un modèle VAR bivarié. Les résultats empiriques de prévision sont

représentés dans la quatrième section. Une étude de robustesse de ces résultats est indispensable (Section V).

## I/ Estimation économétrique de fonction de production

### 1/ Données et méthodologie

La mesure de résidu de Solow nécessite l'estimation d'une fonction de production de type Cobb-Douglass :

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^\beta \quad t=1972,\dots,1999 \quad (1)$$

Avec :

$Y_t$  : (PIB) produit intérieur brut marchand de l'année t à prix constant 1995.

$K_t$  : le stock de capital au début de l'année t à prix constant 1995.

$L_t$  : L'effectif des travailleurs au début de l'année t.

A : une constante.

$\alpha$  et  $\beta$  représente les élasticités du production au capital ( $\alpha$ ) et au travail ( $\beta$ ).

Toutes les séries des données sont tirées auprès de l'INS<sup>1</sup>.

La transformation logarithmique de l'équation (1) donne :

$$\text{Log } Y_t = \text{Log } A + \alpha \text{Log } K_t + \beta \text{Log } L_t. \quad (2)$$

En s'attendant à obtenir des estimations pour  $\alpha$  et  $\beta$  proches des valeurs habituelles : respectivement de l'ordre 0.3 et 0.7.

---

<sup>1</sup> Institut National de la Statistique.

## 2/ Résultats de l'estimation

L'estimation de l'équation (2) par la méthode de MCO, nécessite une étude de stationnarité des données.

Les tests ADF montrent que la variable  $y_t$  est stationnaire en différence première au niveau de signification 1% ; alors que les variables  $l_t$  et  $k_t$  sont stationnaires en niveau au niveau de signification 5%.

L'estimation de l'équation (2) par la méthode MCO donne une valeur  $\alpha$  égale 0,323, qui est proche de valeur habituelle, en prenant dans notre étude empirique une valeur de  $\alpha = 0,3$  et  $\beta = 0,7$  ; qui sont les valeurs adoptées par la plupart de études empiriques. La valeur  $\alpha$  étant la part moyenne de capital dans le revenu national sur la période étudiée, c'est aussi l'élasticité du capital.

Les résultats obtenus à partir de l'équation (2), après la correction des séries des données en terme de stationnarité<sup>2</sup> ; sont satisfaisants et significatifs comme il est indiqué dans le tableau suivant :

**Tableau 1 : Estimation de fonction de production**

|                               |                    |
|-------------------------------|--------------------|
| <b>Constante</b>              | <b>0,095(1,97)</b> |
| <b>Capital</b>                | <b>0,323(3,98)</b> |
| <b>Travail</b>                | <b>0,666(2,22)</b> |
| <b>R<sup>2</sup></b>          | <b>0,783</b>       |
| <b><math>\bar{R}^2</math></b> | <b>0,753</b>       |
| <b>DW</b>                     | <b>1,97</b>        |

Les statistiques entre parenthèses sont les t de Student.

Nous avons utilisé la variable logarithme de PIB en différence première (afin d'assurer la stationnarité). En effet, le nombre d'observations étant 26<sup>3</sup>. Et puisque nous avons deux variables explicatives et une constante faisant l'objet de l'estimation, le

<sup>2</sup> La variable  $y_t$  est utilisée en différence première.

<sup>3</sup> Soit 27-1.

nombre de degrés de liberté est égal à 23<sup>4</sup>. La table de Student indique, pour un seuil de 5% et 23 degrés de liberté, la valeur 2.069.

Les deux coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  sont significativement différents de 0 ; en revanche, la constante n'est pas significativement différent de 0. Les deux variables travail et capital sont significativement contributives pour expliquer la variation de la production.

Cependant, le progrès technique (la constante du modèle) n'est pas significativement contributif pour expliquer la variation de la variable endogène. Cela est expliqué essentiellement par la faiblesse du secteur de recherche tunisien, puisque ce dernier représentait moins de 1% (voir le tableau suivant) du PIB ce qui ne favorise guère la modernisation technologique. Alors que les pays les plus développés accordent plus d'importance au secteur de R&D via les pourcentages de leurs PIB allouées à ce secteur, ce qui nous permet de conclure que l'investissement dans la recherche scientifique et technologique favorise le développement du pays.

**Tableau 2 : Évolution des dépenses budgétaires allouées au secteur de recherche scientifique et technologique : 1992 – 1999. (en Millions de Dinars)**

|                             | 1992        | 1993         | 1994         | 1995        | 1996        | 1997         | 1998         | 1999          |
|-----------------------------|-------------|--------------|--------------|-------------|-------------|--------------|--------------|---------------|
| <b>Dépenses En R&amp; D</b> | <b>57,5</b> | <b>67,14</b> | <b>73,95</b> | <b>81,8</b> | <b>87,5</b> | <b>88,86</b> | <b>96,89</b> | <b>108,25</b> |
| <b>DR&amp;D/PIB En%</b>     | <b>0,43</b> | <b>0,46</b>  | <b>0,47</b>  | <b>0,48</b> | <b>0,46</b> | <b>0,43</b>  | <b>0,43</b>  | <b>0,43</b>   |

*Source:* Ministère de l'Enseignement Supérieur, de la Recherche Scientifique et de la Technologie

Toutefois, à travers ce tableau on remarque que la dépense budgétaire allouée au secteur de R&D a connue une évolution de 188 % durant la période 1992-1999. La période à partir de 1991 a vu naître une prise de conscience de la part des plus hautes autorités de l'Etat et un nouveau souffle a été donné pour mettre en place une véritable politique nationale en matière de recherche scientifique et technique.

La création du Secrétariat d'Etat à la Recherche Scientifique et à la Technologie (SERST) en Février 1991, ayant pour but de coordonner les activités de recherche entre les

---

<sup>4</sup> Soit 26-3.

différents départements ministériels et de prendre les mesures nécessaires visant la promotion du secteur.

La prise d'un certain nombre de mesures visant la structuration et l'organisation du secteur dont notamment l'adaptation de la loi d'orientation de la recherche scientifique et le développement technologique, cette loi a :

- ✓ Reconnu que la recherche scientifique et le développement technologique constituent un enjeu civilisationnel et un choix stratégique fondamental pour un développement intégral.
- ✓ La mise en place de nouveaux mécanismes de coordination, de suivi et d'évaluation par la mise en place d'un :
- ✓ Conseil supérieur de la recherche scientifique et de la technologie: qui est présidé par le premier ministre et regroupe toutes les ministères impliqués dans la recherche scientifique. Ce conseil ainsi que la comité technique issue de ce conseil constitueront les organes importants pour veiller à la réalisation des objectifs fixés.
- ✓ Comité National d'Evaluation de la Recherche : le (CNER) sera chargé de l'évaluation des activités des institutions et des laboratoires de recherche ainsi que les programmes de recherche financés par l'Etat.
- ✓ L'introduction d'encouragements spécifiques dans le cadre du code des investissements.
- ✓ La mise en place de programme tendant à renforcer l'encadrement technique au profit des entreprises.

Cette structuration du secteur de la recherche par la mise en place des réformes structurelles a entraînée une augmentation progressive des dotations budgétaires allouées au secteur de la recherche scientifique.

## **II/ Mesure et propriétés de résidu de Solow**

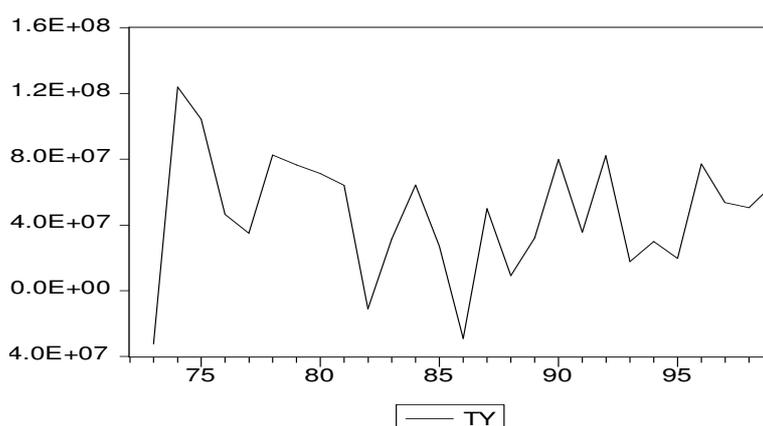
Dans la plupart des modèles, le résidu de Solow est évalué par le résidu (noté  $a_t$ ) de la relation entre le taux de croissance de l'output ( $y_t$ ) et le taux de croissance des inputs capital ( $k_t$ ) et travail ( $l_t$ ), pondérés par leurs parts dans la production :

$$a_t = y_t - \alpha k_t - (1 - \alpha)l_t \quad (3)$$

Dans cette mesure on suppose implicitement que le PIB est suffisamment représenté par deux facteurs K et L dans une fonction de production Cobb-Douglas avec rendement d'échelle constant ( $\gamma = 1$ ) et les facteurs (inputs) sont payés d'après la productivité marginale ( $\mu = 1$ ). On retient aussi que  $y_t$  désigne le logarithme de PIB,  $k_t$  désigne le logarithme de stock du capital,  $l_t$  désigne le logarithme d'effectif de travailleurs et  $\alpha$  désigne la part de capital dans le revenu national.

La valeur utilisée de  $\alpha$  étant 0.3. L'estimation de la part moyenne de capital dans le revenu national sur la période 1960-1993 par Morrison et Talbi<sup>5</sup> donne une valeur de  $\alpha = 0.35$ .

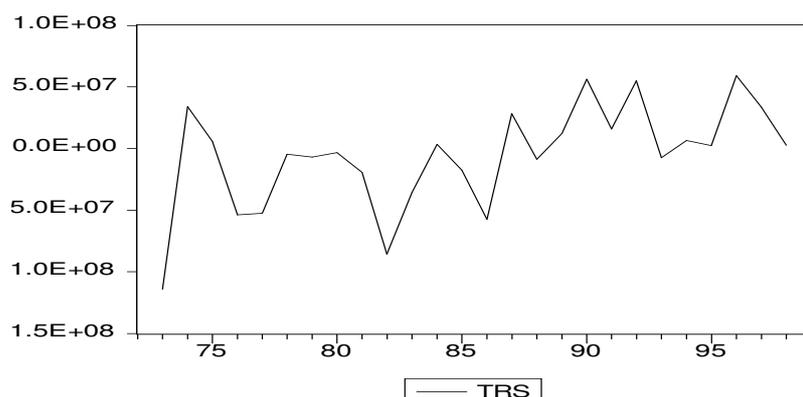
La comparaison entre la trace de croissance de PIB (graphique1), et la trace de taux de croissance du résidu de Solow (graphique 2) montre que le résidu de Solow augmente pendant les périodes d'expansion et diminue pendant les périodes de récession.



**Graphique 1 : Taux de croissance de PIB**

---

<sup>5</sup> Pour plus des détails voir Christian Morrison C. et Talbi B. (1996) « la croissance de l'économie tunisienne en longue période » OCDE 1996.



**Graphique 2 : Taux de croissance de résidu de Solow**

Les tests ADF appliqués au résidu de Solow, montrent que ce dernier est stationnaire en différence première au niveau de signification 5%.

### III/ Estimation de résidu de Solow

En suivant Evans (1992) (sur des données américaines) et G. Otto (1999) (sur des données australiennes), en présentent quelques tests sur l'économie tunisienne : le résidu de Solow reflète-t-il des chocs de productivité exogènes ? Explicitement, en testant si les valeurs retardées des quelques variables macro-économiques aident à améliorer la prévision des séries de ce résidu.

IL s'agit, là, d'étudier l'exogénéité de RS, en utilisant le modèle suivant :

$$a_t = \varphi + Q(L) a_{t-1} + \pi(L) X_{t-1} + V_t \quad (4)$$

Avec :

$Q(L)$  et  $\pi(L)$  sont deux matrices polynomiales en opérateur retard.

$L$  et  $M$  sont deux vecteurs des variables explicatives.

Le choix des nombres des retards dans ces polynômes se réalise de quelque sorte à enlever les corrélations en série des erreurs  $V_t$ .

Les variables considérées dans  $X$  sont :

- ✓ Le prix à l'importation OCDE du pétrole brut pondéré par les importations de six grands de l'OCDE (PP).
- ✓ Terme de l'échange (TE).
- ✓ Dépenses de l'Etat en consommation (en dinars tunisien) DC.
- ✓ Dépense de l'Etat en investissement (en dinars tunisien) DI.
- ✓ Masse monétaire M1 en millions de dinars tunisiens.
- ✓ Taux d'intérêt réel (en %).

Le choix de ces variables est désigné pour capter les autres types des chocs (autre que les chocs de productivité exogène) qui nous croyons affectés l'économie tunisienne (chocs externes, chocs fiscaux, et chocs monétaires).

Supposant que les variables, PP et TE représentent la possibilité que des chocs externes touchent l'économie tunisienne. Les variables DC et DI représentent les chocs fiscaux. Alors que les chocs monétaires sont représentés par les variables M1 et TI.

L'étude des caractéristiques statiques (stationnarité) des ces différentes variables par les testes d'ADF montre que :

- L'indice de prix à la consommation est stationnaire en différence première au niveau de signification 1%.
- Le terme de l'échange est stationnaire en niveau au niveau de signification 1%.
- La dépense de l'Etat en consommation est stationnaire en différence première au niveau de signification 5%.
- La dépense de l'Etat en investissement est stationnaire en différence première au niveau de signification 1%.
- Le prix de pétrole est stationnaire en différence première au niveau de signification 5%.
- La masse monétaire M1 est stationnaire en différence première au niveau de signification 1%.

Les tests de DW montrent que le nombre de retard égal à 4 évite toute autocorrelation d'erreurs pour toutes les variables.

Finalement, comme une vérification de robustesse de résultats trouvés, en construisant plus d'un modèle général dont en introduisant toutes les variables qui sont individuellement significatives.

Les variables qui possèdent certaine capacité pour aider à améliorer les prévisions de résidu de Solow (Tableau 2) sont le terme de l'échange, la dépense de l'Etat en investissement et le taux d'intérêt.

L'introduction de taux d'intérêt et de terme de l'échange et de dépense de l'Etat en investissement dans le même modèle (dans X) montre que taux d'intérêt et la dépense de l'Etat en investissement deviennent conjointement non significatifs. Pour le taux d'intérêt (p-val = 0.367) et pour la dépenses de l'Etat en investissement (p-val =0.182), alors que le terme de l'échange reste conjointement significative avec un niveau de risque 5%. Toute autre combinaison des variables (deux à deux dans X) donnent des résultats non significatifs.

Suivant les résultats illustrés dans le tableau 2, le résidu de Solow portant sur les données de l'économie tunisienne ne reflète pas les chocs technologiques purement exogènes. Cette conclusion étant en cohérence avec les résultats d'Evans aux E.U et avec celles obtenues par G.Otto en Australie. La seule différence intéressante entre ces résultats (Tunisie, EUA et Australie) concerne les variables qui Granger-cause le résidu de Solow pour chaque pays. Pour l'économie des EU les variables qui aident à améliorer la prévision de résidu de Solow sont : les dépenses de l'Etat, l'offre de monnaie (M1). Les résultats des estimations de G. Otto montrent que les variables pertinentes sont : le terme de l'échange et le terme Spread2. Pour le cas tunisien, c'est le terme de l'échange qui possède la capacité d'améliorer la prévision de résidu de Solow.

Il est à remarquer que ces résultats ne donnent pas une interprétation structurelle, puisqu'ils sont obtenus à partir de forme réduite du modèle (l'équation 4). Pour déterminer officiellement les autres chocs qui peuvent affecter le RS, un modèle structurel est demandé.

**Tableau 2 : Estimation de l'équation (4)**

| <b>VARIABLES ( X )</b> | <b>P-VAL</b>  | <b>NOMBRE DE RETARD</b> |
|------------------------|---------------|-------------------------|
| <b>-Externes :</b>     |               |                         |
| <b>PP</b>              | <b>0 ,382</b> | <b>4</b>                |
| <b>TE</b>              | <b>0,038</b>  | <b>4</b>                |
| <b>-Fiscales :</b>     |               |                         |
| <b>DC</b>              | <b>0,247</b>  | <b>4</b>                |
| <b>DI</b>              | <b>0,017</b>  | <b>4</b>                |
| <b>-Monétaires :</b>   |               |                         |
| <b>TI</b>              | <b>0,009</b>  | <b>4</b>                |
| <b>MI</b>              | <b>0,295</b>  | <b>4</b>                |

### III/ Modèle VAR

#### 1/ Modèle VAR structurel

Comme, dans la première section, en supposant que l'output est suffisamment représenté par la fonction de production Coob-Douglis suivante :

$$Y_t = A'_t (U_n N_t)^\alpha (U_k K_t)^{1-\alpha} ,$$

e qui donne en terme logarithmique :

$$a_t = a'_t + \alpha u_{Nt} + (1-\alpha) u_{Kt} .$$

Comme l'on a vu, à moins que  $U_{Nt} = U_{Kt} = 1$ , la mesure standard de RS ( $a_t$ ) ne fournit pas une meilleure représentation de chocs technologique purs ( $a'_t$ ), le RS est condamné par les chocs de demande.

Si une mesure fiable de l'effort du travail ( $U_N$ ) et du stock du capital effectivement utilisé ( $U_K$ ) est disponible, il sera possible de décomposer la mesure de RS ( $a_t$ ) en vrais

chocs technologiques et en effet de changement de taux d'utilisation de capacité productive. C'est l'approche adoptée par Burnside et al (1995) qui consiste à utiliser la mesure de l'usage d'électricité comme un délégué représentant l'utilisation du capital, d'où, la possibilité de calculer le RS ajusté d'effet d'utilisation du capital pour les industries manufacturières. Cependant, cette méthodologie est probablement utilisée pour les industries non manufacturières.

Une approche alternative pour mesurer les vrais chocs technologiques, est celle adoptée par Burnside et Eichenbaum (1994) et Finn Kydland (1995), qui consiste à développer un modèle de cycle réel (RBC) avec utilisation de facteurs endogènes, ce qui permet de décomposer la mesure de RS en vrais chocs technologiques et aux changements d'utilisation des facteurs.

La méthode adoptée par Shapiro et Watson (1988), Blanchard et Quah (1989) et Cochrane (1994), consiste à utiliser un modèle VAR bivarié.

$$\begin{pmatrix} a_t \\ z_t \end{pmatrix} = B(L) \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

Avec  $B(L)$  est une matrice polynomiale de fonction de retard  $L$  de format 2,  $a_t$  représente le logarithme de RS qui est stationnaire en différence première au niveau de signification 5%.

Les fluctuations de RS provenant de deux types de chocs : le processus de perturbations affectant le produit à long terme est interprété comme choc d'offre et les réalisations de l'autre processus comme chocs de demande.

$Z_t$  une variable utilisée comme discrimination qui aide à distinguer entre les deux types de chocs ( $\varepsilon_{1t}$  et  $\varepsilon_{2t}$ ). Cette variable peut être n'importe quelle variable économique laquelle a la probabilité d'être affectée par les chocs de demande ; selon la méthode de Burnside et Eichenbaum (1994) ; en utilisant le taux d'utilisation de capacité productive.

## 2 / Modèle VAR pour le résidu de Solow et le taux d'utilisation de capacité productive

Considérant les séries temporelles des RS ( $a_t$ ) et des taux d'utilisation de capacité productive  $Z_t$  qui sont considérées comme endogènes. On peut construire un modèle d'équations simultanées structurelles pour expliquer leurs comportements. Supposant que le RS dépend des ses valeurs retardées et des valeurs retardées de  $Z$ .

$$a_t = \pi_{10} + \pi_{11} a_{t-1} + \pi_{12} Z_{t-1} + \varepsilon_{1t}.$$

De même  $Z$  dépend des ses valeurs retardées et des valeurs retardées de RS.

$$Z_t = \pi_{20} + \pi_{21} a_{t-1} + \varepsilon_{2t}.$$

Pour construire un modèle de prévision, on peut considérer le modèle VAR suivant :

$$\begin{cases} a_t = \pi_{10} + \pi_{11} a_{t-1} + \pi_{12} Z_{t-1} + \varepsilon_{1t} & (i) \\ Z_t = \pi_{20} + \pi_{21} a_{t-1} + \varepsilon_{2t} & (ii) \end{cases}$$

Ces équations définissent un modèle VAR, car en général un tel modèle exprime les valeurs courantes des variables endogènes seulement en fonction d'une constante et des valeurs retardées des variables endogènes. Le nombre des valeurs retardées détermine l'ordre du modèle VAR et la terminologie impliquent que ce modèle est une extension des séries temporelles à processus autorégressif d'ordre  $p$  (AR(P)) qui peut être explicité en formulant le vecteur par l'équation suivante :

$$Y_t = \delta + \theta Y_{t-1} + V_t \quad (5)$$

$$\text{Où } Y_t = \begin{pmatrix} a_t \\ Z_t \end{pmatrix}, \delta = \begin{pmatrix} \pi_{10} \\ \pi_{20} \end{pmatrix}, Y_{t-1} = \begin{pmatrix} a_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix},$$

$$\theta = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{pmatrix}, V_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

L'équation (5) est un processus autorégressif d'ordre un pour une série bivariée ( $a_t, Z_t$ ) appelée vecteur autorégressif.

En examinant l'équation (5) on peut remarquer que le modèle peut être étendu à plusieurs variables endogènes. En effet, on peut considérer un modèle de vecteur autorégressif d'ordre p (VAR (P)) qui peut être écrit sous la forme suivante :

$$Y_t = \delta + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + V_t \quad (6)$$

Cependant, pour estimer le modèle (5) ou le modèle (6) on doit imposer certaines hypothèses.

On suppose qu'il n'y a pas autocorrélation des erreurs, c'est à dire  $\varepsilon_{1t}$  et  $\varepsilon_{2t}$  ne sont pas corrélées.

On suppose aussi que le modèle VAR est stationnaire cela signifie que le vecteur aléatoire  $Y_t$  a une espérance constante ( $E(Y_t) = m$ ) à travers le temps et les matrices de covariance entre  $Y_t$  et  $Y_{t+h}$  dépend seulement de h et non du temps ( $h=0,1,\dots$ ), ce qui signifie pour  $h=0$ ,  $cov(Y_t)$  ne change pas dans le temps.

Il est à remarquer que dans la pratique ces hypothèses signifient que les séries temporelles n'ont pas des trends ni des modèles saisonniers et ni les variances qui changent au cours du temps. Pour réaliser ces hypothèses, ou ces conditions, quelques transformations sur les données sont nécessaires.

### **3/ Estimations de modèle VAR**

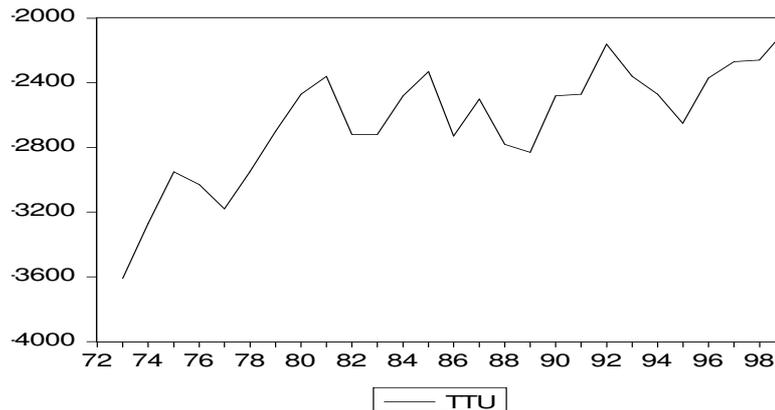
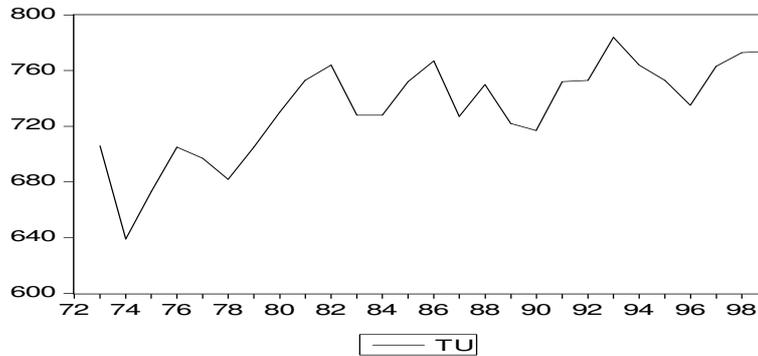
#### **a/ Test de racine unitaire**

Avant de décider la méthode d'estimations à mettre en œuvre, une analyse approfondie des propriétés de séries univariées est indispensable. Ce préalable a pour principal, objectif de révéler la (non) stationnarité des séries.

Le résidu de Solow étant stationnaire en niveau au niveau de signification 1%, alors que le taux d'utilisation de capacités est stationnaire en différence première au niveau de signification 10%.

**Tableau 3 : Test de racine unitaire**

|                          |                  |                            |                |
|--------------------------|------------------|----------------------------|----------------|
| <b>Test ADF pour TUC</b> | <b>-2.713996</b> | <b>1% Valeur critique</b>  | <b>-3.7204</b> |
|                          |                  | <b>5% Valeur critique</b>  | <b>-2.9850</b> |
|                          |                  | <b>10% Valeur critique</b> | <b>-2.6318</b> |



**b/ Choix du nombre de retards optimal**

Des différents tests peuvent être utilisés pour déterminer le nombre des retards optimal dans un modèle VAR, tels que le test (w) de Wald, le test, (AIC) d'Akaike et le test (Sc) de Schwartz.

Le test de Wald repose sur l'estimation d'un modèle VAR dont le nombre de retards est artificiellement augmenté par l'ordre d'intégration maximal dans les variables.

Soit :

$h$  : le nombre de retards optimal dans VAR

$dm$  : l'ordre d'intégration le plus élevé dans le système.  $dm$  doit être au plus égal à  $h$  ( $dm \leq h$ ).

$n$  : le nombre d'éléments de  $Y_t$ , dans le cas de VAR bivariée  $n=2$ .

$p$  : le nombre de retards dans VAR :  $P \geq h+dm$

Le test de WALD consiste à estimer l'équation suivante :

$$Y_t = \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 Y_{t-2} + \dots + \pi_h Y_{t-h} + \dots + \pi_p x_{t-p} + \mu + \varepsilon_t$$

on a :

$h \geq dm$ , supposant que  $h=dm$  et on a  $P \geq h+dm$ , soit donc  $P=h+dm=2dm$ .

Si on a par exemple  $dm=1$  donc  $p=2$ , d'où

$$Y_t = \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 Y_{t-2} + \mu + \varepsilon_t$$

Or le modèle VAR est bivarié, la matrice  $\pi$  sera d'ordre 2,  $\pi_i (2,2)$ .

L'hypothèse que le nombre optimal de retards est  $h=dm=1$ , correspond à l'hypothèse nulle :  $H_0: \pi_2=0$ .

La statistique  $w$  de wald suit, sous  $H_0$ , une distribution  $\chi^2$  à  $n^2(p-h)$  degrés de liberté ; ( dans ce cas  $2^2(2-1) = 4$ ).

#### **IV/ Interprétation de résultats**

##### **1/ Résultats**

En considérant les données annuelles sur le résidu de Solow ( $a_t$ ) et sur les séries de taux d'utilisation de capacité ( $Z_t$ ) de l'économie tunisienne sur la période 1972-1999.

Ces données doivent être ajustées et transformées de manière à assurer la stationnarité. On sait que le RS est stationnaire en niveau au niveau de signification 1%, il est donc intégré d'ordre zéro,  $I(0)$ .

Pour les séries de taux d'utilisation de capacité productive, les tests ADF montrent qu'ils sont stationnaires en différence première et donc intégrés d'ordre 1  $I(1)$ .

En Adoptant la méthode de Wald : on a  $dm=1$  ,  $h= 1$  et  $n= 2$  , d'où  $p=2$  , en utilisant donc VAR( 2 ).

La statistique W suit, sous  $H_0$ , une distribution  $\chi^2$  à  $2^2 (2-1) = 4$  degrés de liberté. La valeur observée de cette statistique est  $w^{**} = 4.832$  qui est supérieure aux valeurs critiques de la distribution  $\chi^2 (4)$ , en rejettent donc l'hypothèse  $H_0$  que  $\pi=0$ , d'où  $h=1$  n'est pas optimal.

En adoptant la même démarche pour  $h=2$  puis  $h=3$  on trouve que le nombre de retards optimal est 4, d'où VAR (4). La valeur observée de statistique  $\chi^2(12)$  est  $w^{**}=1.736$  qui est inférieure au risque de 5% à la valeur critique (1.782) de la distribution  $\chi^2(12)$ .

Pour les tests d'Akaike et de Schwarz, les valeurs les plus faibles de ces deux critères sont réalisées lorsque le nombre de retards est égal à 4.

En estimant donc le modèle VAR(4) par les MC, les résultats trouvés sont illustrés dans le tableau suivant :

**Tableau 4 : Estimation de modèle VAR pour le résidu de Solow (RS) et le taux d'utilisation de capacité ( $Z_t$ )**

|                   | RS         | $Z_t$      |
|-------------------|------------|------------|
| RS <sub>t-1</sub> | 1.685232   | 0.515076   |
|                   | (2.26305)  | (3.03156)  |
|                   | (0.00652)  | (0.10220)  |
| RS <sub>t-2</sub> | 0.643614   | 2.39431    |
|                   | (3.47156)  | (4.9356)   |
|                   | (-0.00648) | (0.08298)  |
| RS <sub>t-3</sub> | 0.018236   | -1.114004  |
|                   | (2.25264)  | (3.00176)  |
|                   | (0.07218)  | (-0.08891) |
| RS <sub>t-4</sub> | -0.106348  | -11.64678  |
|                   | (2.07082)  | (2.24305)  |
|                   | (-1.00169) | (-0.51924) |
| $Z_{t-1}$         | 0.006944   | 0.572521   |
|                   | (4.00090)  | (2.28424)  |
|                   | (0.73808)  | (0.01424)  |
| $Z_{t-2}$         | -0.012316  | -0.163635  |
|                   | (0.00184)  | (0.58375)  |
|                   | (0.08228)  | (-0.28032) |
| $Z_{t-3}$         | 1.004421   | -0.220759  |
|                   | (2.24353)  | (1.91735)  |
|                   | (0.00324)  | (-0.09757) |
| $Z_{t-4}$         | 0.001162   | 0.348300   |
|                   | (1.00208)  | (2.65954)  |
|                   | (0.55784)  | (0.52810)  |
| C                 | 0.037373   | -12.50928  |
|                   | (0.02826)  | (8.94957)  |
|                   | (1.02266)  | (-1.00775) |
| R <sup>2</sup>    | 0.989079   | 0.506172   |
| DW                | 1.792042   | 2.320197   |

t-Student & écarts types entre parenthèses

Pour identifier les effets possibles des variations d'utilisation des facteurs sur le RS, nous utilisons la mesure de taux d'utilisation de capacité pour la variable  $Z_t$  dans le modèle VAR. Ces séries d'utilisation de capacité productive représentent un facteur délégué pour

une mesure de vraies utilisations de capital et de travail. Cette mesure est obtenue à partir de l'IEQ, elle représente l'écart entre la production effective et la production potentielle. Or cette dernière n'étant pas elle-même observable, seule une mesure approximative du taux d'utilisation de capacité est possible. La représentation graphique de ces séries pendant la période étudiée est illustrée dans les graphiques 3 et 4.

Les résultats trouvés montrent qu'il existe une relation statistique entre le résidu de Solow et l'utilisation de capacité. Ajoutant donc le taux d'utilisation aux listes de variables qui aident à la prévision de résidu de Solow de l'économie tunisienne.

## **2/ Test de causalité au sens de Granger**

La question est de savoir maintenant est-ce que l'une des ces variables  $(a_t, Z_t)$  est causalement liée à l'autre ? Pour répondre à cette question, nous avons utilisé le concept de causalité de Granger. En effet une variable  $Y_{t-1}$  est dite Granger-causée par  $Y_{t-2}$  si les informations courantes et passées de  $Y_{t-2}$  aident à améliorer les prévisions  $Y_{t-1}$ . Dans ce contexte, le modèle VAR(4) utilisé sera testé.

L'application de test de Fichier sur les résultats empiriques trouvés, pour rejeter l'hypothèse nulle que l'utilisation de capacité ne causent pas le résidu de Solow (l'équation (i) de VAR(4)) avec un niveau de risque  $\alpha = 0,05$ , montre que le résidu de Solow est Granger-causé par l'utilisation de capacité. On peut donc conclure que le résidu de Solow ne mesure pas les chocs technologiques exogènes, mais elle reflète aussi l'effet des chocs de demande.

Il est à signaler que le modèle VAR est utilisé pour une prévision à court terme. Par ailleurs, pour voir s'il y a une relation de long terme entre les deux variables considérées, il faut voir si elles sont cointégrées, d'où le test de cointégration.

## **3/ Test de cointégration**

Une grande nécessité en économétrie consiste à compléter le court terme dynamique avec l'équilibre de long terme (LT). En effet, l'analyse du court terme (CT) dynamique est souvent utilisée pour éliminer en premier lieu les trends dans les variables par différenciation. Cette procédure fait perdre une information valable concernant l'équilibre de LT. La théorie de la cointégration développée par Granger (1981) et

élaborée par Engle et Granger (1987) adresse cette issue d'intégration du CT dynamique avec l'équilibre de LT.

En estimant donc l'équation  $a_t = \alpha + \beta Z_t + \varepsilon_t$  (7), appelée régression de la cointégration, par les moindres carrés et en testant si les résidus ( $\varepsilon_t$ ) sont stationnaires tout en utilisant le test de la racine unité de Dickey-Fuller modifié (ADF) en désignant par  $\hat{\varepsilon}_t$  les résidus des MC à partir de la régression de cointégration (7) et en considérant le modèle autorégressif d'ordre 1 AR (1) :  $\hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + V_t = (8)$ .

On dit que  $\hat{\varepsilon}_t$  est stationnaire si  $|\rho| < 1$  et non stationnaire si  $\rho = 1$ . Pour déterminer un test d'hypothèse nulle  $H_0 : \rho = 1$ , on retranche  $\hat{\varepsilon}_{t-1}$  des deux membres de l'équation (8), on obtient :

$$\begin{aligned} \hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1} &= \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} - \hat{\varepsilon}_{t-1} + V_t \\ \Delta \hat{\varepsilon}_t &= (\rho - 1) \hat{\varepsilon}_{t-1} + V_t \\ \Delta \hat{\varepsilon}_t &= \rho^* \hat{\varepsilon}_{t-1} + V_t \end{aligned}$$

L'hypothèse nulle est :  $\rho = 1$  ou  $\rho^* = 0$ . Cette hypothèse est rejetée si  $t \leq t^*c$  où  $t^*c$  est donné par le tableau suivant :

Valeurs critiques pour le test de la cointégration lorsque la régression contient deux paramètres.

La question posée est de savoir est-ce que le couple de série temporelles ( $a_t, Z_t$ ) est cointégré ou non? Pour répondre à cette question, il faut estimer l'équation de cointégration. Mais cette démarche n'était pas valable que lorsqu'on a un nombre d'observation (taille de l'échantillon) supérieur ou égal à 50. Or ce n'est pas le cas dans notre étude (observation annuelle de la période 1972 - 1999), pour réaliser ce test il faut donc utiliser des données trimestrielles sur cette même période.

#### 4/ Décomposition de la variance

La décomposition de la variance d'erreurs de prévision pour l'équation de RS (l'équation (i) de VAR (4)) et l'équation d'utilisation de capacité (l'équation (ii) de VAR (4)) donne les résultats qui sont illustrés dans le tableau suivant :

**Tableau 11 : décomposition de la variance d'erreur de prévision**

| Année | Technologie | Demande   |
|-------|-------------|-----------|
| RS*   |             |           |
| 1     | 89(49.76)   | 11(5.13)  |
| 4     | 76(48.17)   | 24(6.64)  |
| 8     | 86(73.88)   | 14(4.08)  |
| 12    | 93(75.26)   | 7(3.39)   |
| 20    | 97(77.77)   | 3(3.28)   |
| TUC*  |             |           |
| 1     | 2(1.18)     | 98(71.80) |
| 4     | 2(1.98)     | 98(70.97) |
| 8     | 2(2.01)     | 98(68.45) |
| 12    | 2(2.10)     | 98(86.30) |
| 20    | 2(2.10)     | 98(68.30) |

RS : résidu de Solow

TUC : taux d'utilisation de la capacité

Les nombres entre parenthèses désignent l'intervalle de confiance à niveau de signification 90% pour la décomposition de variance

Cette procédure donne une indication sur l'effet des différents chocs (chocs technologiques et chocs de demande) sur le résidu de Solow et sur l'utilisation de capacité. En constatant que les chocs de demande expliquent 24% de résidu de Solow (comme part supérieure) à l'horizon de 4 ans, et explique pratiquement la totalité des variations de taux d'utilisation de capacité.

## **V/ Etude de Robustesse des résultats trouvés**

Cette section tend à fournir quelques indications sur la robustesse des résultats trouvés ci-dessus. En considérant quatre extensions fondamentales :

La sensibilité de ces résultats aux différents choix de nombre de retard dans le modèle VAR.

La sensibilité de ces résultats à l'utilisation d'une mesure de RS calculée par une méthode alternative.

La sensibilité de ces résultats à l'utilisation de termes de l'échange à la place de capacité productive dans le modèle VAR bivarié.

Testant ces résultats dans le cadre d'un modèle VAR à trois variables (résidu de Solow, utilisation de capacité, termes de l'échange).

### **1/ Longs retard pour VAR**

En cherchant, ici à examiner la sensibilité des résultats trouvés à partir de modèle VAR où le nombre de retard  $P=4$ , aux autres choix de nombre  $P$ .

Les estimations par MCO des modèles VAR pour des valeurs de  $p=2\dots 8$  donnent des résultats qualitativement similaires. Pour les cas où  $p=2$  et  $p=3$ , les résultats trouvés doivent être traités avec prudence de faite que le modèle montre des corrélations en série des erreurs.

### **2/ Une mesure alternative pour le résidu Solow**

La mesure de RS utilisée par cette étude suppose que la part de travail dans le revenu national est constante dans le temps, c'est la supposition adoptée par la plupart des études macro-économiques. Cependant, les données peuvent montre des parts de travail qui sont variables dans le temps. La question qui survient est, donc, les résultats trouvés ci-dessus sont-ils sensibles à cette supposition ?

Pour le cas de l'économie australienne, l'étude réalisée par G. Otto montre que la part de travail dans le revenu national est variable dans le temps.

### 3/ Une estimation alternative de résidu de Solow

Comme l'on a signalé ci-dessus, l'utilisation de capacité productive n'est pas la seule variable qui peut être utilisée pour identifier l'effet de choc transitoire sur les séries de résidus de Solow.

En effet, toute variable laquelle possédant la possibilité d'être affectée par le choc transitoire et non touchée par le choc de long terme, peut-être utilisée à la place d'utilisation de capacité de production comme discriminateur dans le modèle VAR. Ainsi, en examinant la robustesse des résultats en  $a_t$  et  $Z_t$  par l'estimation de deux modèles VAR l'un bivarié en  $a_t$  et  $TE_t$  et l'autre trivarié en  $a_t$ ,  $Z_t$ , et  $TE_t$ . Ave  $a_t$ ,  $Z_t$  et  $TE_t$  désignent respectivement le résidu de Solow, l'utilisation de capacité et le terme de l'échange.

#### a/ Modèle VAR bivarié : résidu de Solow et Termes de l'échange

En estimant dans cette section un modèle VAR (4) bivarié d'où l'équation suivante :

$$y_t = \sum_{i=1}^h \theta_i Y_{t-i} + V_t, \text{ avec } h=4$$

$$\text{Avec } Y_t = \begin{pmatrix} a_t \\ TE_t \end{pmatrix} \quad z = \begin{pmatrix} \Pi_{10} \\ \Pi_{20} \end{pmatrix} \quad \theta_i = \begin{pmatrix} \Pi_{1i} \\ \Pi_{2i} \end{pmatrix} \quad i = 1, \dots, h, h=4$$

$$V_t = \begin{pmatrix} V_{1t} \\ V_{2t} \end{pmatrix}$$

Le terme d'erreur  $V_{2t}$  peut être interprété comme un choc externe.

L'utilisation de terme de l'échange dans le modèle VAR bivarié au lieu de tu taux d'utilisation de capacité, donne les résultats qui sont compatibles avec ceux trouvés pour le modèle bivarié en résidu de Solow et taux d'utilisation de capacité. Dans ce modèle (VAR(4), RS, TE) un choc positif dans les termes de l'échange produit une augmentation transitoire dans le résidu de Solow.

**b/ Modèle VAR trivarié : résidu de Solow, utilisation de capacité et termes de l'échange.**

En estimant, ici, le modèle VAR(4) à trois variables,  $a_t$ ,  $Z_t$ , et  $TE_t$ .

$$X_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \theta_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\text{Avec } Y_t = \begin{pmatrix} a_t \\ Z_t \\ TE_t \end{pmatrix} \quad \delta = \begin{pmatrix} \Pi_{10} \\ \Pi_{20} \\ \Pi_{30} \end{pmatrix} \quad \theta_i = \begin{pmatrix} \Pi_{1i} \\ \Pi_{2i} \\ \Pi_{3i} \end{pmatrix} \quad i = 1, \dots, 4$$

$$u_t = \begin{pmatrix} u_{11} \\ u_{21} \\ u_{31} \end{pmatrix}$$

Dans ce modèle trivarié il y a deux types de chocs transitoires qui peuvent affecter le résidu de Solow, l'un est identifié par le taux d'utilisation de capacité et l'autre par le terme de l'échange. Dans les deux cas des chocs positifs produisent une augmentation transitoire dans le résidu de Solow. La contribution d'un choc de taux d'utilisation de capacité est quantitativement plus importante que la contribution de choc de terme de l'échange.

Les résultats obtenus à partir de ces examens de robustesse sont généralement le support des mêmes conclusions trouvés à partir de modèle VAR bivarié en résidu de Solow et utilisation de Capacité.

**Conclusion**

Les résultats de cette recherche sur le comportement de résidu de Solow nous a permis de conclure que :

- La mesure de résidu de Solow dépend de taux de mark-up de degré de rendement d'échelle et de taux d'utilisation de capacité.
- Les séries de résidu de Solow ne reflètent pas seulement les chocs technologiques exogènes, elles sont donc contaminées par de la demande.
- Si le modèle canonique de cycles réels arrive à reproduire les fluctuations des principales grandeurs macroéconomiques, c'est en grande partie parce que la variable qui

sert généralement à mesurer les chocs technologiques, le résidu de Solow, reflète très largement les fluctuations de la demande.

En effet le résidu de Solow n'est peut être considéré comme une variable exogène que sous certaines hypothèses : concurrence parfaite, rendements d'échelle constants et utilisation de capacité pleine et constante.

Notre étude empirique présente la preuve que le résidu de Solow de la Tunisie n'est pas une variable exogène et que les séries de ce résidu ne reflètent pas seulement les chocs technologiques. Les tests statistiques montrent que le résidu de Solow est granger- causé par les variables dépense de l'Etat en investissement, terme de l'échange et taux d'intérêt.

Ainsi que l'estimation d'un modèle VAR bivarié montre que seulement environ 76 % de fluctuation de résidu de Solow peut être attribuée aux chocs technologiques, et le reste s'explique par les chocs de demande.

Cependant, cette étude présente aussi des limites dont la principale : les méthodes de mesure d'utilisations effectives des facteurs, il semble qu'elles ne fournissent qu'une mesure approximative de l'effort par heure du travail et de capital effectif. D'où l'adoption d'utilisation de capacité comme délégué d'utilisation des facteurs. En effet, si des données fiables sur l'effort du travail et le stock du capital effectivement utilisé sont disponibles, la mesure ajustée de résidu de Solow sera possible.

Ainsi l'estimation d'un modèle VAR structurel a plusieurs variables dont l'une est la mesure ajustée de résidu de Solow nous permet d'améliorer cette recherche.

## **Bibliographie**

**Blanchard Olivier J. et Quah Danny (1989)** « The dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances ». American Economic Review, vol 79(4), pp. 655-673.

**Christian Morrison et Bechir Talbi (1996)** « la croissance de l'économie tunisienne en longue période » OCDE 1996.

**Cochrane John H. (1994)** «Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices». The Quarterly Journal of Economics, vol109(1), pp. 241-265.

**Craig Burnside, Martin Eichenbaum et Sergio Rebelo (1993)** « Labor Hoarding and the Business cycle ». *Journal of Political Economy*, 1993, vol 101, n° 102, pp 245-273.

**Craig Burnside (1994)** « Hansen-Jagannathan Bounds as Classical Tests of Asset-Princing Models». *Journal of Business Economic Statistics*, American Statistical Associations, vol 12(1), pp. 57-79.

**Glenn D. Otto et Graham M. Voss (1996)** « Public capital and Private production in Australia ». *Southern Economic journal* vol 32 Number 3 January 1996.

**Granger C. W. J. (1969)** «Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods, *Econometrica*», pp. 424 – 438.

**Kydland, Finn E. (1995)** « LiquidityEffectsandTransactions Technologies Comment ». *Journalof Money, Credit and Banking*, vol 27(4), pp. 1458-1461.

**Pau Evans, Georgios Karras (1996)** « Convergence revisited » *Journal of monetary Economics* 37 1996.

**Shapiro Matthew and Watson Mark (1998)** « Sources of busness Cycles fluctuations » *NBER Macroeconomics Annal*, vol3, pp. 111-156.

**Solow R. (1956)**, «A Contribution to the theory of Growth», *Quaterly Journal of Economics*, Vol. 70, pp. 65-94.