

# استخدام نماذج VAR في التنبؤ ودراسة العلاقة السببية بين إجمالي الناتج المحلي وإجمالي التكوين الرأسمالي في سورية

الدكتور عثمان نقار      الدكتور منذر العواد

كلية الاقتصاد

جامعة دمشق

## الملخص

يعدُّ الناتج المحلي الإجمالي GDP من المؤشرات الاقتصادية المهمة لأي دولة، إذ يعكس إجمالي نشاط الدولة وأدائها الاقتصادي خلال سنة ما، لذلك لا بدَّ من الاهتمام بالأساليب الصحيحة للتنبؤ بحجمه للسنوات القادمة بعد أخذ المتغيرات المؤثرة فيه الحسبان، وخصوصية هذا التأثير من حيث إنَّه متباطئ (أجل) وليس آنياً.

هدفت هذه الدراسة إلى استنتاج نموذج قياسي مبني على نماذج VAR (Vectorial AutoRegressive) للتنبؤ بإجمالي الناتج المحلي GDP في سورية، وكذلك إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت GFCF، ودراسة علاقة التأثير فيما بينهما.

خلصت الدراسة إلى استنتاج نموذج يمكن استخدامه في التنبؤ بإجمالي الناتج المحلي GDP في سورية وكذلك إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت GFCF، إذ تم التنبؤ بحجمهما حتى عام 2015. وهذا ما يشكل قاعدة علمية لوضع خطط التنمية الاقتصادية والاجتماعية.

## المقدمة:

يعدُّ الناتج المحلي الإجمالي (GDP) (Gross Domestic Product) من المؤشرات الاقتصادية المهمة لأي دولة، إذ يعكس إجمالي نشاط الدولة وأدائها الاقتصادي خلال سنة ما الذي بدوره ينعكس على الوضع الاقتصادي العام بالدولة: مستوى التشغيل، والمستوى المعيشي، والصادرات والواردات، والتراكم الرأسمالي....

من جهة أخرى يتميز الناتج المحلي الإجمالي GDP بعلاقته المتبادلة مع حجم الاستثمارات الرأسمالية (مجمّل تكوين رأس المال الثابت Gross Fixed Capital Formation - GFCF)، ويتأثر الناتج المحلي الإجمالي بحجم الاستثمارات، فكلما ازدادت هذه الاستثمارات وازدادت فعاليتها ازداد الناتج المحلي الإجمالي، وفي الوقت نفسه إنّ الناتج المحلي الإجمالي يؤثر في حجم الاستثمارات لأنّ هذا الأخير جزء من الناتج المحلي الإجمالي، سواء حسب الحسابات القومية بطريقة المدخلات والمخرجات، هذا من جهة، ومن جهة أخرى هناك خصوصية لتأثير الاستثمارات في الناتج المحلي الإجمالي وهي أن هذا التأثير لا يظهر في العام نفسه، وإنما قد يمتد عدة سنوات بحسب سرعة إدخال المشاريع الجديدة بالاستثمار. هذا كله يستلزم منا البحث عن الأساليب المناسبة عند التنبؤ بحجم الناتج المحلي الإجمالي.

## أولاً: الإطار العام للبحث:

### 1-1- أهمية البحث :

تكمّن أهمية البحث باستنتاج نموذج قياسي يستخدم للتنبؤ بحجمي الناتج المحلي الإجمالي والتكوين الرأسمالي بالجمهورية العربية السورية، وذلك باستخدام منهج التحليل الحديث للسلاسل الزمنية المبني على استخدام نماذج VAR (Vectorial AutoRegressive) الانحدار الذاتي الشعاعي أو الاتجاهي، ومن ثم التنبؤ بحجم الناتج المحلي الإجمالي وكذلك بحجم الاستثمارات حتى عام 2015.

### 1-2- أهداف البحث :

هدف البحث إلى:

- التعريف بنماذج VAR (Vectorial AutoRegressive) في تحليل السلاسل الزمنية.
- كشف العلاقة السببية غير الآتية بين الناتج المحلي الإجمالي وحجم الاستثمارات.

- اختبار قدرة نماذج VAR في تحليل السلاسل الزمنية في التنبؤ بحجم الناتج المحلي الإجمالي.
- استنتاج نموذج قياسي للتنبؤ بحجم الناتج المحلي الإجمالي وكذلك بحجم الاستثمارات.
- التنبؤ بحجم الناتج المحلي الإجمالي، وكذلك بحجم الاستثمارات في سورية حتى عام 2015.

### 1-3- منهجية البحث:

استُخدم المنهج الوصفي التحليلي في إنجاز هذا البحث من خلال الاطلاع على عدد من المراجع (باللغة العربية، والفرنسية، والإنكليزية) التي تناولت استخدام نماذج VAR (Vectorial AutoRegressive) في تحليل السلاسل الزمنية، ومن ثم تم الحصول على بيانات السلسلة الزمنية لحجم الناتج الإجمالي، وحجم تكوين رأس المال الثابت من المجموعة الإحصائية السورية، وأجري التطبيق عليها باستخدام الحزمة البرمجية EViews 6 في تحليلها.

### ثانياً: النموذج VAR (Vectorial AutoRegressive):

قام باقتراح هذا النموذج Sims في عام 1981<sup>1</sup>، كان Sims يرى أن الطريقة التقليدية في بناء النماذج القياسية الآتية تعتمد وجهة النظر التفسيرية، إذ تتضمن كثيراً من الفرضيات غير المختبرة مثل: استبعاد بعض المتغيرات من بعض المعادلات من أجل الوصول إلى تشخيص (Identification) مقبول للنموذج، وكذلك الأمر فيما يتعلق باختيار المتغيرات الخارجية (Exogenes)، وشكل توزيع فترات الإبطاء الزمني.

يقترح Sims في نموده معاملة المتغيرات جميعها بالطريقة نفسها دون أية شروط مسبقة (استبعادها أو عداها خارجية)، وإدخالها جميعاً في المعادلات بعدد مدد الإبطاء الزمني نفسها.

النموذج العام الذي اقترحه هو نموذج Vectorial AutoRegressive (VAR) الذي يمكن كتابته بالشكل الآتي:

$$\Phi(B)Y_t = e_t$$

إذ:

$Y_t$ : سياق عشوائي ذو n بعد، مستقر من المرتبة الثانية<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> SIMS C. A. (1981) "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*, n48: pp 1-48.

<sup>2</sup> انظر الفقرة 1-2-1

$\Phi(B)$  : كثير حدود مصفوفي من الدرجة  $p$  بمعامل الإبطاء الزمني  $B$  يكتب كما يأتي:

$$\Phi(B) = f_0 - Bf_1 - B^2f_2 - \dots - B^p f_p$$

$f_0$  : مصفوفة أحادية من المرتبة  $n$

$e_t$  : سياق الضجة البيضاء ذو  $n$  بعد، مصفوفة تغييراته هي:  $\Omega$ . و يفسر هذا السياق بأنه تجديد (innovation) للسياق العشوائي  $Y_t$ .

يمكن أيضاً كتابة النموذج VAR على شكل مجموعة من المعادلات كما يأتي<sup>3</sup>:

$$y_{1t} = f_{11}^{(1)} y_{1,t-1} + \dots + f_{11}^{(p)} y_{1,t-p} + \dots + f_{1n}^{(1)} y_{n,t-1} + \dots + f_{1n}^{(p)} y_{n,t-p} + e_{1,t}$$

$$y_{nt} = f_{n1}^{(1)} y_{1,t-1} + \dots + f_{n1}^{(p)} y_{1,t-p} + \dots + f_{nn}^{(1)} y_{n,t-1} + \dots + f_{nn}^{(p)} y_{n,t-p} + e_{n,t}$$

يظهر لنا جلياً في الكتابة الأخيرة أن كل معادلة هي عبارة عن معادلة انحدار لعنصر من الشعاع  $Y_t$  على ماضيه وماضي العناصر الأخرى من الشعاع. نرى في هذه المعادلات نوعاً من الانتظام الإحصائي في إدخال المتغيرات، وبشكل خاص أخذ التأثيرات الديناميكية المتبادلة بين هذه المتغيرات بالحسبان.

إن تقدير النموذج السابق يمكن أن يتم باستخدام طريقة المربعات الصغرى مطبقة على كل معادلة حدة الخصائص التقاربية للمقدرات التي يمكن أن نحصل عليها هي الخصائص المعتادة، إذا كان السياق العشوائي  $Y_t$  مستقراً من المرتبة الثانية.

## 1-2 : بناء النموذج VAR :

إن بناء النموذج VAR يتطلب ما يأتي :

- 1- أن تكون السلاسل الزمنية المستخدمة مستقرة، أي لا تحوي جذر الوحدة.
- 2- تحديد عدد مدد الإبطاء الزمني التي ستعتمد في النموذج.
- 3- دراسة علاقة السببية بين المتغيرات.

<sup>3</sup> SHUMWAY R.H. and STOFFER D.S. (2006) "Time Series Analysis and Its Applications". SPRINGER, New York. pp. 303-304.

سنبدأ الآن بعرض نظري موجز لهذه المسائل قبل أن نقوم بتطبيقها على الحالة الدراسية .

### 1-1-2 : الاستقرار Stationarity<sup>4</sup>:

نقول عن السياق العشوائي  $Y_t$  إنه مستقر من المرتبة الثانية إذا كان التوقع الرياضي لـ  $Y_t$  و  $Y_{t+h}$  هو نفسه من أجل كل  $t$  وكل عدد صحيح  $h$ ، وكذلك الأمر بالنسبة إلى التباين:

$$E(Y_t) = E(Y_{t+h})$$

$$V(Y_t) = V(Y_{t+h})$$

وإذا كان التباين المشترك لـ  $Y_t$  و  $Y_{t+h}$  مستقلاً عن الزمن. أي إذا كان:

$$\frac{d[Cov(Y_t, Y_{t+h})]}{dt} = 0$$

### 1-1-1-2 : اختبار الاستقرار Stationarity test

إن عدم الاستقرار في السلاسل الزمنية يرجع -في كثير من الأحيان- إلى وجود جذر الوحدة، وقد اقترح Dickey & Fuller اختباراً يكشف وجود جذر الوحدة أو عدم وجودها.

#### 1- اختبار D.F. (Dickey & Fuller)<sup>5</sup>:

يفرض أنه لدينا السياق العشوائي  $X_t$ ، نقوم بحساب الاحتمال التالي:

$$X_t = rX_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i (X_{t-i} - X_{t-i-1}) + e_t$$

يقوم اختبار D.F. على اختبار قيمة  $r$  فيما إذا كانت  $r = 1$  أي إن فرضيات الاختبار هي:

قبول هذه الفرضية يعني قبول عدم الاستقرار ووجود جذر الوحدة  $H_0 : r = 1$

قبول هذه الفرضية يعني قبول الاستقرار و عدم وجود جذر الوحدة  $H_1 : r < 1$

نحسب إحصائية الاختبار  $t^*$  ثم نقوم بمقارنتها مع  $t$  الجدولية التي قدمها Dickey & Fuller .

<sup>4</sup> Kirchgässner G. and Wolters J. (2007) "Introduction to Modern Time Series Analysis", SPRINGER-Verlag, Berlin Heidelberg, pp. 13-14.

<sup>5</sup> Dickey D. and Fuller W.(1979), " Distribution of the estimators for Autoregressive Time Series With a unit Root ", Journal of the American Statistical Association, n74: pp .427-431.

يمكن أن نضيف إلى المعادلة السابقة حداً ثابتاً، أو حداً ثابتاً وانحداراً خطياً بالزمن بحسب طبيعة السلسلة الزمنية المدروسة، وفي هذه الحالة تكون القيم الجدولية مختلفة بحسب المعادلة المستخدمة.

2- الاختبار المحسن (Augmented Dickey & Fuller) A.D.F.<sup>6</sup>:

$$\Delta X_t = j X_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i (X_{t-i} - X_{t-i-1}) + e_t$$

نقوم بحساب الانحدار:

$$j = r - 1$$

في هذه الحالة فرضيات الاختبار:  $H_0 : j = 0$

$$H_1 : j < 0$$

إذا تبين لنا نتيجة الاختبار أن السلسلة الزمنية غير مستقرة و تحوي جذر الوحدة نقوم بتحويلها إلى سلسلة مستقرة بتطبيق مرشح الفروق الأولى  $\Delta = (1 - B)^7$ ، ثم نقوم باختبار السلسلة الناتجة فإن لم تكن مستقرة نطبق مرشح الفروق الأولى مرة ثانية، ونعيد الكرة حتى تصبح السلسلة مستقرة.

ونشير هنا أيضاً إلى أنه يمكن أن نضيف إلى المعادلة السابقة حداً ثابتاً، أو حداً ثابتاً وانحداراً خطياً بالزمن، وفي هذه الحالة تكون القيم الجدولية مختلفة بحسب المعادلة المستخدمة.

2-1-2 : تحديد عدد مدد التباطؤ الزمني في نموذج VAR :

عندما قدم Sims نموذج لم يعط أي تحديد فيما يتعلق بطول مدة التباطؤ الزمني التي يمكن تطبيقها على متغيرات النظام. من أجل تجنب الحكم الشخصي فيما يتعلق بطول مدة التباطؤ الزمني اقترحت عدة معايير كمية يمكن الاستعانة بها:

1- معيار خطأ التنبؤ النهائي  $FPE^8$  (Final Predictor Error Criterion):

وهو يعطى بالعلاقة الآتية:

<sup>6</sup> Dickey D. and Fuller W.(1981) "The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root", *Econometrica*, n49: pp .1057-1072

<sup>7</sup> HENIN P.Y. (1989), "Bilans et essais sur la non-Stationnarité des séries Macroéconomiques" *révue d'économie politique* – n5-pp 661-691

<sup>8</sup> Cromwell, J. B., Hannan M. J., Labys W. C. and Terraza M. (1994), "Multivariate tests for Time Series Models", SAGE publications, Inc. California. pp. 73-75.

$$FPE = \left( \frac{N + P - n}{n - P.n} \right)^n \cdot \det \Omega(p)$$

إذ:

$\Omega$  : مصفوفة التباينات و التغيرات المقدرة للبواقي

n : عدد المتغيرات الداخلية

N : عدد المشاهدات الكلية

نقوم بحساب FPE المتعلقة بالقيم المتتالية لـ P حتى  $K = \frac{N}{10}$  على الأكثر و من ثم تحدد قيمة

FPE الأصغر وأخذ عدد مدد التباطؤ الزمني منها أي:

$$FPE(P_0) = \underset{P=1}{\overset{K}{\text{Min}}} FPE(P)$$

2- معيار المعلومات لـ AKAIKE<sup>9</sup> (AKAIKE Information Criterion):

و هو يحسب بالعلاقة الآتية:

$$AIC(P) = \text{Log}(\det \Omega(P)) + 2\left(\frac{n^2 P}{N}\right)$$

الرموز لها نفس المعنى المشار إليه سابقاً. نختار بعد ذلك  $P_0$  التي تحقق العلاقة:

$$AIC(P_0) = \underset{P=1}{\overset{K}{\text{Min}}} AIC(P)$$

3- معيار المعلومات البايزية BIC<sup>10</sup> (Bayesian Information Criterion):

يحسب من العلاقة الآتية:

$$BIC(P) = \text{Log}(\det \Omega(P)) + \left( \frac{n^2 \cdot P \cdot \log N}{N} \right)$$

ثم نأخذ عدد مدد التباطؤ الزمني بحيث تحقق:

$$BIC(P_0) = \underset{P=1}{\overset{K}{\text{Min}}} BIC(P)$$

<sup>9</sup> المرجع السابق نفسه.

<sup>10</sup> LARDIC S. et MIGNON V. (2002) "Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières" Ed. Economica-Paris. pp. 97.

4- معيار المعلومات <sup>11</sup>HQIC (Hannan & Quinn Information Criterion):  
بحسب من العلاقة الآتية:

$$HQIC(P) = \text{Log}(\det \Omega(P)) + \left( 2n^2 Pc \frac{\log \cdot \log N}{N} \right)$$

إذ c : تمثل مؤشر لقوة المعيار و نعتبره مساوياً 2 في التطبيق العملي.  
نأخذ عدد فترات التباطؤ الزمني بحيث تحقق :

$$HQIC(P_0) = \text{Min}_{P=1}^K HQIC(P)$$

ملاحظة: يمكن أن نحصل في التطبيق العملي على نتائج مختلفة من هذه المعايير، في هذه الحالة نقوم باختيار التباطؤ الزمني الذي حصلنا عليه في العدد الأكبر من المعايير.

### 2-1-3 : اختبار السببية:

أدخل Granger مفهوم السببية في الاقتصاد القياسي عام 1969 ، وهذا المفهوم يسمح بالتمييز بين المتغيرات الداخلية والمتغيرات الخارجية. سنرى كيف يطبق هذا المفهوم على مستوى كل معادلة من معادلات النموذج VAR .

سنبدأ بتعريف السببية ومن ثم الطرائق التي تسمح لنا باختبارها.

#### 2-1-3-1 : تعريف Granger للسببية<sup>12</sup>:

نقول عن المتغير العشوائي X أنه يسبب المتغير العشوائي Y إذا كانت هناك معلومات في ماضي X مفيدة في التنبؤ بـ Y ، و هذه المعلومات غير موجودة في ماضي Y .  
لدينا هنا مسلمتان هما:

1- السببية لا تطبق إلا على متغيرات عشوائية.

2- الماضي والحاضر يمكن أن يسبب المستقبل والعكس غير ممكن.

فإذا رمزنا للمعلومات المحتواة في ماضي السياق العشوائي X و Y على التوالي كما يأتي:

$$\tilde{X}_t = \{X_t, X_{t-1}, \dots\}$$

$$\tilde{Y}_t = \{Y_t, Y_{t-1}, \dots\}$$

<sup>11</sup> المرجع السابق نفسه.

<sup>12</sup> GOURIEROUX C. et MONFORT A., (1990) "Séries Temporelles et Modèles Dynamiques " Ed. Economica-Paris. pp. 442-446.



و رمزنا لخطأ التنبؤ بالاعتماد على المعلومات المتوفرة كما يأتي:

$$e(X / \text{inf}) = X - E(X / \text{inf})$$

$$e(Y / \text{inf}) = Y - E(Y / \text{inf})$$

يعتمد Granger على تبين خطأ التنبؤ  $V[e]$  لدراسة السببية، فهو يرى أنه كلما كان هذا التبين ضعيفاً كان المتغير مفسراً تفسيراً جيداً، وبناءً على ذلك فهو يميز بين أربعة أنواع من السببية:

1- السببية وحيدة الاتجاه: نقول أن  $X$  تسبب  $Y$  إذا تحققت المتراجحة التالية:

$$V[e(Y_t / \tilde{Y}_{t-1}, \tilde{X}_{t-1})] < V[e(Y_t / \tilde{Y}_{t-1})]$$

وهذا يعني أن ماضي  $X$  يحسن من تنبؤ  $Y$  في اللحظة  $t$ ، وهو أفضل من الاعتماد فقط على ماضي  $Y$ .

2- السببية بالاتجاهين: وهي تعني أن  $X$  تسبب  $Y$  و  $Y$  تسبب  $X$ ، وتكون لدينا المتراجحات الآتية محققة:

$$V[e(Y_t / \tilde{Y}_{t-1}, \tilde{X}_{t-1})] < V[e(Y_t / \tilde{Y}_{t-1})]$$

$$V[e(X_t / \tilde{X}_{t-1}, \tilde{Y}_{t-1})] < V[e(X_t / \tilde{X}_{t-1})]$$

وهذا يعني أن ماضي  $X$  يحسن تنبؤ  $Y$ ، وأن ماضي  $Y$  يحسن تنبؤ  $X$ .

3- السببية الآتية: وهي تعني أن القيمة الحالية لـ  $X$  تسبب القيمة الحالية لـ  $Y$ ، وتكون المتراجحة الآتية محققة:

$$V[e(Y_t / \tilde{Y}_{t-1}, \tilde{X}_t)] < V[e(Y_t / \tilde{Y}_{t-1}, \tilde{X}_{t-1})]$$

4- السببية المتباطئة (الآجلة): القيم الماضية لـ  $X$  تسبب القيمة الحاضرة لـ  $Y$ ، ومن ثم تكون المتراجحة الآتية محققة:

$$V[e(Y_t / \tilde{Y}_{t-1}, \tilde{X}_{t-m})] < V[e(Y_t / \tilde{Y}_{t-1})]$$

2-3-1-2 خطوات اختبار السببية Granger<sup>13</sup>:

1- نقوم بتقدير المعادلة التالية باستخدام طريقة المربعات الصغرى:

$$Y_t = \Phi_1(B).Y_t + \Phi_2(B).X_t + e_t$$

$$\text{إذ: } \Phi_2(B) = \sum_{i=1}^q f_{2i}.B^i \text{ و } \Phi_1(B) = \sum_{i=1}^p f_{1i}.B^i$$

ثم نحسب مجموع مربعات انحرافات القيم الفعلية عن المقدرة ونرمز لها: SCRI

<sup>13</sup> LARDIC S. et MIGNON V. (2002) "Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières" Ed. Economica-Paris. pp. 99-101.

2- نقوم بتقدير المعادلة الآتية:

$$Y_t = \Phi_1(B).Y_t + e_t$$

ثم نحسب مجموع مربعات انحرافات القيم الفعلية عن المقدرة و نرمز لها: SCR2 .

3- نحسب إحصائية الاختبار  $F_c$  من العلاقة:

$$F_c = \frac{(SCR2 - SCR1) / p}{SCR1 / (M - N)}$$

إذ:  $N = p + q + 2$  و  $M = T - \text{Max}(p, q)$

T : عدد المشاهدات .

P : عدد التباطؤات الزمنية للمتغيرات الداخلية .

q : عدد التباطؤات الزمنية للمتغيرات الخارجية .

4- نضع فرضية العدم  $H_0$  التي تقول: إنَّ  $X_t$  لا تسبب  $Y_t$ ، ثم نقارن  $F_c$  المحسوبة مع  $F_{\alpha}$

الجدولية ونقبل فرضية العدم إذا كان:  $F_c < F_{\alpha}(P, (M-N))$ .

ثالثاً - الحالة التطبيقية:

حصلنا على سلسلتين زمنيتين تمتدان من عام 1983 إلى عام 2009 لإجمالي الناتج المحلي (GDP)، وإجمالي تكوين رأس المال الثابت (GFCF) في سورية، مقدرة بملايين الليرات السورية بأسعار عام 2000 الثابتة، كما بيّن الجدول (1):

الجدول (1)

إجمالي الناتج المحلي و إجمالي تكوين رأس المال الثابت في سورية بأسعار عام 2000 الثابتة.

(مقدرة بملايين الليرات السورية)

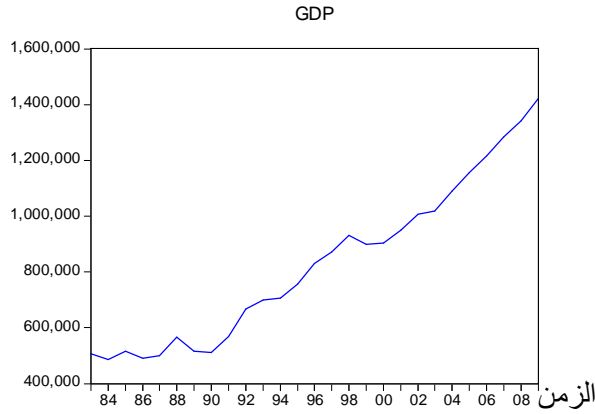
العام	GFCF	GDP	العام	GFCF	GDP	العام	GFCF	GDP
1983	160463	506899.6	1992	111600	666630	2001	178148	950248
1984	152720	486259.8	1993	122534	700466	2002	196387	1006431
1985	170136	515986	1994	167874	706745	2003	231944	1018708
1986	150756	490475.8	1995	167846	756404	2004	255767	1089027
1987	101583.5	499831.6	1996	167352	830726	2005	288193	1156714
1988	97486.5	566140.6	1997	158944	872461	2006	308669	1215082
1989	88697.5	515424.6	1998	164065	931660	2007	283099	1284035
1990	99770	510548	1999	159793	898552	2008	266488	1341516
1991	102935	569298.9	2000	156092	903944	2009	297100	1422178

المصدر: المجموعة الإحصائية في سورية للأعوام: 1990-2008

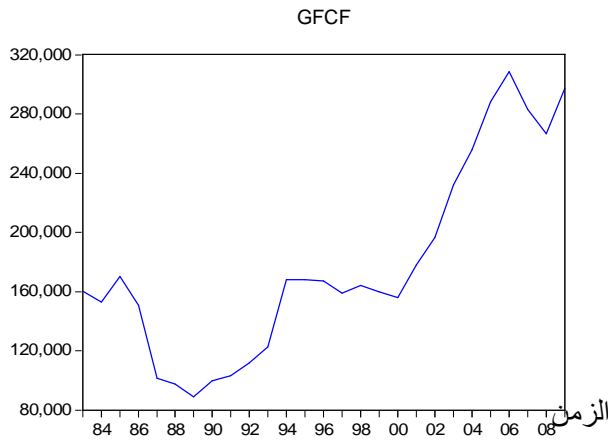
سنستخدم في تحليلنا لهاتين السلسلتين الزميتين الحزمة البرمجية: EViews version 6.0 .

### 3-1- عرض السلاسل الزمنية:

نبدأ بالتعرف على الشكل البياني لكل من السلسلتين. تظهر الأشكال (1) و (2) بصورة واضحة عدم استقرار السلسلتين، ولكنها لا تبين هل يعود عدم الاستقرار لوجود جذر الوحدة أم لا، ومن ثم لا بد لنا من اختبار جذر الوحدة.



الشكل (1) تطور إجمالي الناتج المحلي من عام 1983 إلى 2009



الشكل (2): تطور إجمالي تكوين رأس المال الثابت من عام 1983 إلى 2009

### 3-2- اختبار الاستقرار:

نطبق اختبار جذر الوحدة أو ما يعرف باختبار ديكي-فيلر الموسع ADF على كل من السلسلتين فنحصل على النتائج الآتية:

الجدول (2) اختبار ADF للسلسلة GDP

Null Hypothesis: GDP has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.629860	0.7503
Test critical values:	1% level		-4.394309	
	5% level		-3.612199	
	10% level		-3.243079	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

المصدر: نتائج حسابات برنامج EViews 6

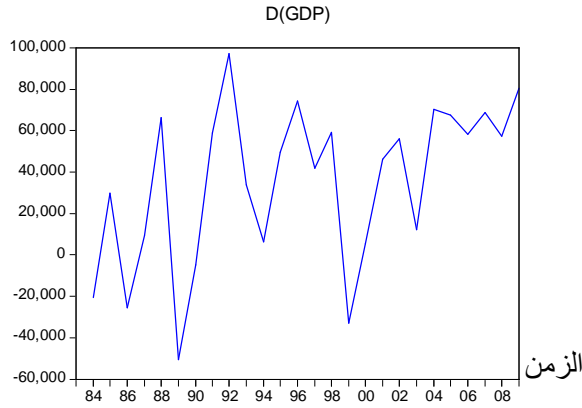
نجد من الجدول (2) أن القيمة المطلقة لـ ADF المحسوبة (1.62986) أصغر من القيم المطلقة لقيم Mackinnon النظرية عند مستويات الدلالة المختلفة. إذاً لا نستطيع رفض فرضية العدم، أي: نقبل وجود جذر الوحدة في السلسلة GDP.

الجدول (3) اختبار ADF للسلسلة GFCF

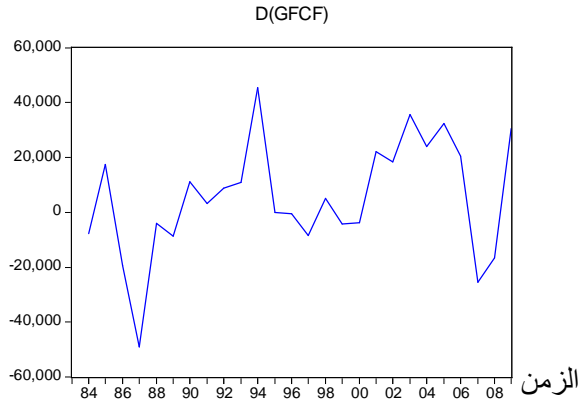
Null Hypothesis: GFCF has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.296223	0.4206
Test critical values:	1% level		-4.374307	
	5% level		-3.603202	
	10% level		-3.238054	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

المصدر: نتائج حسابات برنامج EViews 6

نجد من الجدول (3) أن القيمة المطلقة لـ ADF المحسوبة (2.296223) أصغر من القيم المطلقة لتقسيم Mackinnon النظرية عند مستويات الدلالة المختلفة. إذاً لا نستطيع رفض فرضية العدم ، أي: نقبل وجود جذر الوحدة في السلسلة GFCF .  
للتخلص من جذر الوحدة نطبق مرشح الفروق الأولى على كل من السلسلتين فنحصل على سلسلتين مستقرتين كما يبين الشكلان (3) و (4).



الشكل (3): سلسلة الفروق الأولى لإجمالي الناتج المحلي



الشكل (4): سلسلة الفروق الأولى لإجمالي تكوين رأس المال الثابت

وبتطبيق اختبار جذر الوحدة مرة أخرى على سلاسل الفروق الأولى نجد أن النتائج تؤكد عدم وجود جذر الوحدة و استقرار هاتين السلسلتين.

### 3-3- تحديد عدد مدد التباطؤ الزمني:

لتحديد عدد مدد التباطؤ الزمني نستخدم المعايير التي عرضناها مسبقاً والتي تظهر في الجدول الآتي:

الجدول (4) معايير تحديد عدد مدد التباطؤ الزمني ا

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-417.0975	NA	7.18e+17*	46.78861	46.98647*	46.81589*
2	-415.6685	2.222931	9.68e+17	47.07427	47.46999	47.12884
3	-414.2780	1.853944	1.34e+18	47.36422	47.95780	47.44607
4	-409.4230	5.394456	1.32e+18	47.26922	48.06066	47.37835
5	-400.6541	7.794592	9.05e+17	46.73934*	47.72864	46.87575
6	-400.1221	0.354640	1.74e+18	47.12468	48.31184	47.28837
7	-398.3717	0.777959	3.67e+18	47.37463	48.75966	47.56561
8	-390.4710	1.755717	6.89e+18	46.94122	48.52410	47.15948
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

المصدر: نتائج حسابات برنامج EViews 6

نجد من الجدول (4) أن المعايير الثلاثة FPE و HQ و SC تشير إلى ضرورة أخذ فجوة زمنية واحدة، في حين يشير المؤشر AIC إلى ضرورة أخذ خمس فجوات زمنية.

### 3-4 - اختبار السببية:

يظهر الجدول (5) أن المتغير D(GFCF) يسبب المتغير D(GDP) مع ثلاث فجوات زمنية عند مستوى دلالة 5%، إذ إننا نرفض فرضية العدم التي تقول: إن المتغير D(GFCF) لا يسبب المتغير D(GDP). في حين المتغير D(GDP) لا يسبب المتغير D(GFCF) عند مستوى دلالة 5%، إذ إننا لا نستطيع رفض فرضية العدم التي تقول: إن المتغير D(GDP) لا يسبب المتغير D(GFCF).

الجدول (5) اختبار سببية Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 05/01/11 Time: 12:17			
Sample: 1983 2009			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(GFCF) does not Granger Cause D(GDP)	23	3.25907	0.0491
D(GDP) does not Granger Cause D(GFCF)		0.28233	0.8374

المصدر: نتائج حسابات برنامج EViews 6

### 3-5 - تقدير نموذج VAR :

بالنظر إلى نتائج اختبار السببية جدول (5) ، وقيم معايير تحديد عدد مدد التباطؤ الزمني جدول (4) و من أجل التوفيق فيما بينهما نختار خمس فجوات زمنية عند تقدير نموذج VAR كما يشير إلى ذلك المعيار AIC . يعطي الجدول (6) نتائج تقدير النموذج VAR :

الجدول(6): المعاملات المقدرة للنموذج VAR

Vector Autoregression Estimates		
Date: 05/09/11 Time: 06:42		
Sample (adjusted): 1989 2009		
Included observations: 21 after adjustments		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
	D(GDP)	D(GFCF)
D(GDP(-1))	0.102214	0.061234
	(0.22582)	(0.14932)

	[ 0.45265]	[ 0.41009]
D(GDP(-2))	0.120189	0.159979
	(0.23185)	(0.15331)
	[ 0.51839]	[ 1.04351]
D(GDP(-3))	0.395350	0.083647
	(0.22487)	(0.14870)
	[ 1.75811]	[ 0.56254]
D(GDP(-4))	0.246807	-0.030421
	(0.19939)	(0.13185)
	[ 1.23779]	[-0.23073]
D(GDP(-5))	0.339129	0.034068
	(0.20571)	(0.13602)
	[ 1.64860]	[ 0.25045]
D(GFCF(-1))	0.039536	0.215690
	(0.49315)	(0.32609)
	[ 0.08017]	[ 0.66143]
D(GFCF(-2))	0.477633	-0.042968
	(0.42584)	(0.28159)
	[ 1.12162]	[-0.15259]
D(GFCF(-3))	0.416738	-0.114465
	(0.51093)	(0.33785)
	[ 0.81565]	[-0.33881]
D(GFCF(-4))	0.049016	-0.103498
	(0.51655)	(0.34156)
	[ 0.09489]	[-0.30301]
D(GFCF(-5))	-1.373851	-0.383464
	(0.52134)	(0.34473)
	[-2.63524]	[-1.11235]
R-squared	0.576775	0.193337
Adj. R-squared	0.230500	-0.466659



Sum sq. resids	1.23E+10	5.39E+09
S.E. equation	33472.63	22133.60
F-statistic	1.665657	0.292937
Log likelihood	-241.7963	-233.1100
Akaike AIC	23.98060	23.15334
Schwarz SC	24.47799	23.65073
Mean dependent	40763.69	9505.405
S.D. dependent	38158.00	18276.27
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.38E+17
Determinant resid covariance		1.48E+17
Log likelihood		-474.6946
Akaike information criterion		47.11377
Schwarz criterion		48.10855

المصدر: نتائج حسابات برنامج EViews 6

أما نموذج VAR(5) المقدر فهو:

$$\begin{aligned}
 D(\text{GDP}) &= 0.102214435006 * D(\text{GDP}(-1)) + 0.120188644544 * D(\text{GDP}(-2)) + \\
 &0.395350280292 * D(\text{GDP}(-3)) + 0.246807044358 * D(\text{GDP}(-4)) + 0.339128590429 * D(\text{GDP}(-5)) + \\
 &0.039536102212 * D(\text{GFCF}(-1)) + 0.477633382176 * D(\text{GFCF}(-2)) + 0.41673827985 * D(\text{GFCF}(-3)) + \\
 &0.0490161964479 * D(\text{GFCF}(-4)) - 1.37385079754 * D(\text{GFCF}(-5)) \\
 D(\text{GFCF}) &= 0.0612337559439 * D(\text{GDP}(-1)) + 0.159979309989 * D(\text{GDP}(-2)) + \\
 &0.0836474864066 * D(\text{GDP}(-3)) - 0.0304206982274 * D(\text{GDP}(-4)) + 0.0340676203833 * D(\text{GDP}(-5)) + \\
 &0.215690201792 * D(\text{GFCF}(-1)) - 0.042968175574 * D(\text{GFCF}(-2)) - 0.114465407213 * D(\text{GFCF}(-3)) - \\
 &0.103498269684 * D(\text{GFCF}(-4)) - 0.383463505351 * D(\text{GFCF}(-5))
 \end{aligned}$$

أو يمكن كتابته بالشكل المصفوفي الآتي:

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} D(gdp)_t \\ D(gfcf)_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0.1022 & 0.0395 \\ 0.0612 & 0.2157 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D(gdp)_{t-1} \\ D(gfcf)_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.1202 & 0.4776 \\ 0.1599 & -0.0429 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D(gdp)_{t-2} \\ D(gfcf)_{t-2} \end{bmatrix} + \\
 &\begin{bmatrix} 0.3954 & 0.4167 \\ 0.0836 & -0.1145 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D(gdp)_{t-3} \\ D(gfcf)_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.2468 & 0.0490 \\ -0.0304 & -0.1035 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D(gdp)_{t-4} \\ D(gfcf)_{t-4} \end{bmatrix} + \\
 &\begin{bmatrix} 0.3391 & -1.374 \\ 0.0341 & -0.3835 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D(gdp)_{t-5} \\ D(gfcf)_{t-5} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

## 3-6- اختبارات اليوفاي:

من أجل التحقق من صحة النموذج المقدر يجب أن نتأكد من خضوع اليوفاي للتوزيع الطبيعي وأنها غير مرتبطة ذاتياً.

1- التوزيع الاحتمالي للبواقي: نستخدم اختبار Jarque-Bera<sup>14</sup> كما يظهر في الجدول (7)

الجدول(7): اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

VAR Residual Normality Tests			
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)			
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal			
Date: 05/09/11 Time: 23:53			
Sample: 1983 2009			
Included observations: 21			
Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	5.308622	2	0.0703
2	4.573779	2	0.1016
Joint	9.882402	4	0.0425

المصدر: نتائج حسابات برنامج EViews 6

يشير الاختبار إلى عدم رفض فرضية عدم لكل من البواقي الخاصة بالمعادلة الأولى و المعادلة

الثانية. أي عدم رفض فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي عند مستوى دلالة 5%.

2- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي: نستخدم اختبار Ljung-Box<sup>15</sup>، كما يبين الجدول (8).

الجدول(8): اختبار الارتباط الذاتي للبواقي

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h					
Date: 05/09/11 Time: 23:50					
Sample: 1983 2009					
Included observations: 21					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.063567	NA*	0.066745	NA*	NA*
2	0.818964	NA*	0.901658	NA*	NA*

<sup>14</sup> BERA, A.K. and Jarque .C.M.(1981), "An efficient large Sample test for normality of observations and regression residuals ", Working paper in Econometrics No 40,Australian National university, Canberra.

<sup>15</sup> Ljung, G.M., and Box G.E.P. (1978) "on a measure of the lack of fit in time Series models". Biometrika, n65:PP.297-303

3	1.724568	NA*	1.958196	NA*	NA*
4	3.179978	NA*	3.756055	NA*	NA*
5	6.353596	NA*	7.921429	NA*	NA*
6	8.376506	0.0787	10.75350	0.0952	4
7	9.362148	0.3127	12.23197	0.1412	8
8	12.45684	0.4097	17.23108	0.1411	12
9	19.12419	0.2623	28.89894	0.0246	16
10	20.05877	0.4543	30.68315	0.0595	20
11	22.17966	0.5685	35.13701	0.0664	24
12	22.38578	0.7631	35.61796	0.1526	28
*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.					
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution					

المصدر: نتائج حسابات برنامج EViews 6

يشير اختبار الارتباط الذاتي إلى عدم رفض فرضية العدم التي تعني عدم وجود ارتباط ذاتي عند مستوى دلالة 5%.

### 3-7- التنبؤ:

باستخدام النموذج المقدر نقوم بالتنبؤ حتى عام 2015 كما يظهر في الجدول (9).

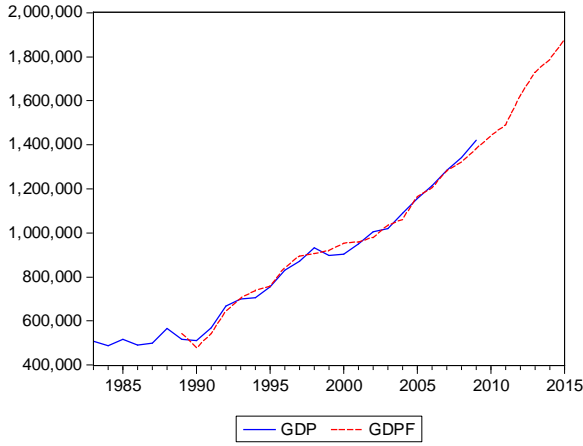
الجدول (9): التنبؤات بقيم GDP و GFCF حتى عام 2015 مع حدي الثقة بدرجة 95%

Year	<sup>16</sup> LGDPf	GDPf	<sup>17</sup> UGDPf	LGFCFf	GFCFf	UGFCFf
2010	1374082	1441028	1507973	288955.8	313223	337490.2
2011	1424193	1491139	1558084	304571.6	330838.8	355106
2012	1556511	1623456	1690401	331130.4	355397.6	379664.8
2013	1663338	1730283	1797228	354226.6	378493.8	402761
2014	1720697	1787642	1854587	376805	401072.2	425339.4
2015	1811342	1878288	1945233	399653.7	424920.9	449188.1

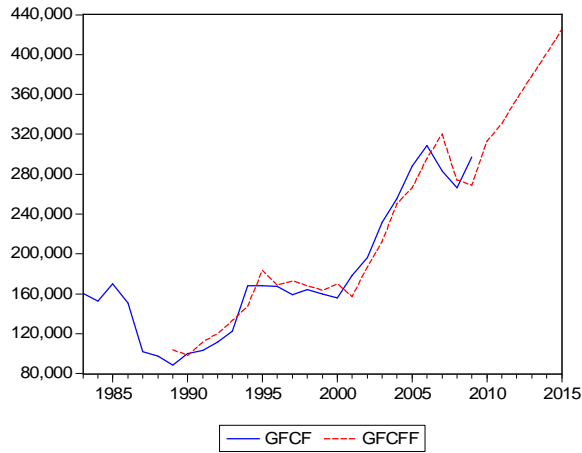
المصدر: نتائج حسابات برنامج EViews 6

<sup>16</sup> الحد الأدنى للتوقع باحتمال 95% .  
<sup>17</sup> الحد الأعلى للتوقع باحتمال ثقة 95% .

نبين في الشكلين (5) و (6) القيم الفعلية والقيم المقدرة (النظرية) والقيم المتنبأ بها لكل من إجمالي الناتج المحلي وإجمالي تكوين رأس المال الثابت.



الشكل (5): القيم الفعلية لإجمالي الناتج المحلي و القيم النظرية والمتنبأ بها<sup>18</sup>

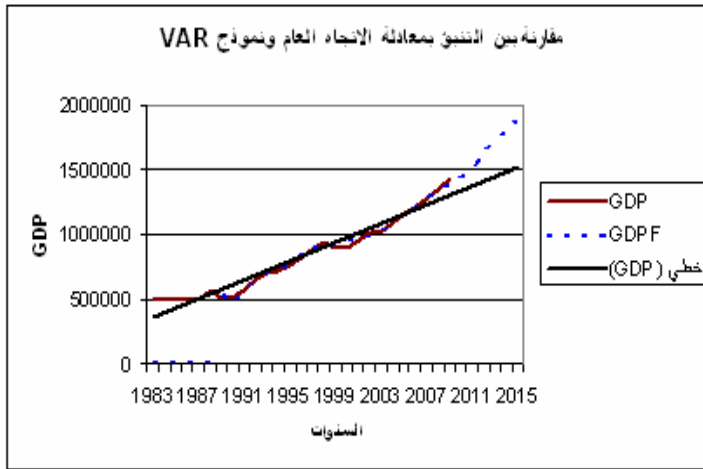


الشكل (6): القيم الفعلية لإجمالي تكوين رأس المال الثابت و القيم النظرية والمتنبأ بها

<sup>18</sup> القيم الواقعة على منحني GDP هي الفعلية، والواقعة على منحني GDPF حتى عام 2009 نظرية وبعد عام 2009 المتنبأ بها.

## 3-8- المقارنة بين استخدام معادلة الاتجاه العام ونماذج VAR :

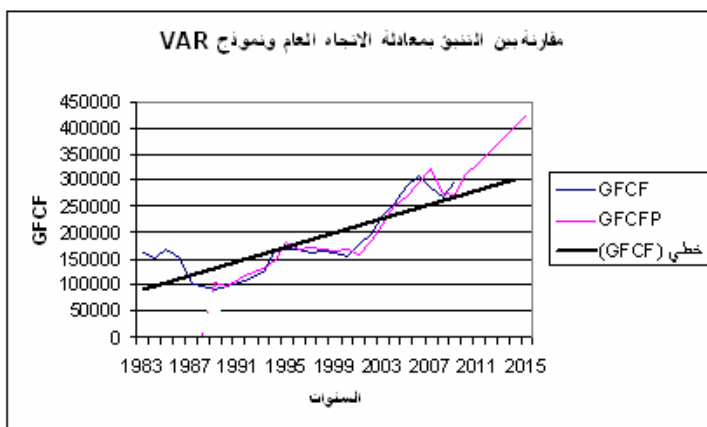
إن النماذج الأكثر استخداماً في التطبيقات العملية للتنبؤ، هي نماذج الاتجاه العام التي تدرس تطور ظاهرة ما، بدارسة علاقتها بالزمن بوصفه يلخص العوامل المؤثرة بالظاهرة موضوع الدراسة جميعها. لقد قمنا بإيجاد معادلة الاتجاه العام لتطور إجمالي الناتج المحلي للسلسلة موضوع الدراسة<sup>19</sup>، وقمنا بالتنبؤ بها بقيم إجمالي الناتج المحلي حتى عام 2015 كما في الشكل رقم (7)، والجدول (10). من مقارنة النتائج التي أعطتها معادلة الاتجاه العام مع النتائج التي تم إيجادها اعتماداً على نماذج VAR، نرى أن القيم المتنبأ بها باستخدام نماذج VAR هي أعلى من القيم المتنبأ بها باستخدام معادلة الاتجاه العام، وهذا هو الأكثر منطقية. فمن المعلوم أن أحد العوامل المؤدية إلى زيادة الناتج المحلي هو القيام باستثمارات جديدة، وهذه الاستثمارات الجديدة التي أدت إلى هذا الارتفاع في القيم المتنبأ بها باستخدام نماذج VAR، هي استثمارات السنوات السابقة التي تأخر تأثيرها في الناتج ولم نأخذها بالحسبان معادلة الاتجاه العام. من هنا نرى أفضل نماذج VAR على معادلة الاتجاه العام في مثل هذه الحالات .



الشكل (7): القيم الفعلية لإجمالي تكوين رأس المال الثابت و القيم النظرية و المتنبأ بها

<sup>19</sup> اختيرت معادلة المستقيم للمقارنة لأنها الأكثر استخداماً. حتى في حال استخدام معادلة أكثر تمثيلاً، معادلة من درجة الثانية مثلاً حصلنا على نتائج مشابهة، وذلك لأنه عند استخدام هذه المعادلة في التنبؤ لا تأخذ تأثير القيم الماضية للمتغير المستقل .

وما قلناه كله بالنسبة إلى مقارنة نتائج التنبؤ باستخدام معادلة الاتجاه العام مع نتائج نماذج VAR للتنبؤ بإجمالي الناتج المحلي، يندرج على نتائج التنبؤ بقيم إجمالي التكوين الرأسمالي الثابت، الشكل (8) والجدول (10).



الشكل (8): القيم الفعلية لإجمالي تكوين رأس المال الثابت و القيم النظرية و المتنبأ بها

الجدول (10): التنبؤات بقيم GDP و GFCF حتى عام 2015

Year	GDP		GFCF	
	VAR	LINER	VAR	LINER
2010	1441028	1329774	313223	273236.2
2011	1491139	1365466	330838.8	280037.6
2012	1623456	1401158	355397.6	286839
2013	1730283	1436850	378493.8	293640.4
2014	1787642	1472542	401072.2	300441.8
2015	1878288	1508234	424920.9	307243.2

#### رابعاً – النتائج والتوصيات:

- 1- تشكل كلا من السلسلتين الزميتين للنتائج المحلي والإجمالي تكوين رأس المال الثابت سياقاً عشوائياً غير مستقر، وأظهر اختبار Dickey and Fuller وجود جذر الوحدة، وقد أخذ مرشح الفروق الأولي لجعلها مستقرة .
- 2- تبين من البحث قدرة نماذج VAR (Vectorial AutoRegressive) على الكشف عن العلاقة السببية المتباطئة بين الاستثمارات وإجمالي الناتج المحلي، وأخذ بالحسبان.
- 3- من خلال تحديد عدد فترات التباطؤ الزمني في تأثير الاستثمارات في الناتج المحلي الإجمالي يمكن الاستدلال على مدى التأخير في إدخال المشروعات الجديدة في الاستثمار.
- 4- تم التوصل إلى نموذج VAR للتنبؤ بإجمالي الناتج المحلي، وكذلك بحجم الاستثمارات في سورية .
- 5- نوصي باستخدام النموذج الذي تم التوصل إليه في التنبؤ بحجم الناتج المحلي الإجمالي وكذلك بحجم الاستثمارات، واعتماد التنبؤات التي أعطاها بوضع خطط التنمية الاقتصادية والاجتماعية المستقبلية .

## المراجع

### المراجع باللغة الانكليزية:

- 1- BERA, A.K. and Jarque .C.M.(1981), "An efficient large Sample test for normality of observations and regression residuals ", Working paper in Econometrics No 40,Australian National university, Canberra.
- 2- Cromwell, J. B., Hannan M. J., Labys W. C. and Terraza M. (1994), "Multivariate tests for Time Series Models", SAGE publications, Inc. California.
- 3- Dickey D. and Fuller W.(1979), " Distribution of the estimators for Autoregressive Time Series With a unit Root ", Journal of the American Statistical Association, n74: pp 427-431.
- 4- Dickey D. and Fuller W.(1981) "The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root", Econometrica ,n49: pp .1057-1072.
- 5- Kirchgässner G. and Wolters J. (2007) "Introduction to Modern Time Series Analysis", SPRINGER-Verlag, Berlin Heidelberg.
- 6- Ljung, G.M., and Box G.E.P. (1978) "on a measure of the lack of fit in time Series models". Biometrika, n65:PP.297-303.
- 7- SHUMWAY R.H. and STOFFER D.S. (2006) "Time Series Analysis and Its Applications". SPRINGER, New York.
- 8- SIMS C. A. (1981) "Macroeconomics and Reality". Econometrica, n48: pp 1-48.
- 9- Wei, W. W. S. (1990). "Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods", Addison Wesley.
- 10- Zellner, A. and Palm, F. C. (2004). "The Structural Econometric Time Series Analysis Approach" . Cambridge University Press, New York

### المراجع باللغة الفرنسية:

- 1- GOURIEROUX C. et MONFORT A., (1990) "Séries Temporelles et Modèles Dynamiques " Ed. Economica-Paris.
- 2- HENIN P.Y. (1989), "Bilans et essais sur la non-Stationnarité des séries Macroéconomiques" revue d'économie politique – n5-pp 661-691.
- 3- LARDIC S. et MIGNON V. ,(2002) "Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières" Ed. Economica-Paris.

### المراجع باللغة العربية:

- 1- المجموعة الإحصائية السورية 1990-2008 .
- 2- بري، عدنان ماجد عبد الرحمن، طرق التنبؤ الإحصائي ( الجزء الأول).جامعة الملك سعود، 2002 م .
- 3- شعراوي، سمير مصطفى، مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية. جامعة الملك عبد العزيز، 1426 هـ ( 2005 م ) .