تقدير نموذج تصحيح الخطأ (EVCM) للعلاقة بين أدوات السياستين النقدية والمالية وبين النشاط الاقتصادي الجزائري خلال الفترة (1990-2015).

أ.د/ مكيد علي - جامعة المدية.
د/ حايد مروان- جامعة خميس مليانة.

ملخص:
بينت لنا نتائج هذه الدراسة أن قيمة معامل حد تصحيح الخطأ (-1.664)، أي أن الناتج المحلي الإجمالي تعتدل نحو قيمتها التوازنية في كل فترة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة السابقة (t-1) بـ 166.47%، أي انه عندما ينحرف الناتج المحلي خلال المدى القصير في الفترة (t-1) عن قيمته التوازنية بسبب صدمة فيه أو في احد مكونات النموذج (الكتلة النقدية، الإيرادات والنفقات العامة) فإنه يصحح ما يقارب 166% من هذا الاختلال في الفترة (t)؛ ومن ناحية أخرى فان نسبة التصحيح هذه تنعكس على سرعة التعديل نحو التوازن، بمعنى أن الناتج المحلي الإجمالي يستغرق ما يقارب 0.60 سنة (1.66/1) أي ستة أشهر للرجوع إلى قيمتها الأولية (التوازنية فرضا)، بعد أثر أي صدمة في النظام (النموذج)، ما يعني التأثر الكبير للنشاط الاقتصادي بالسياسات الاقتصادية غير المبرمجة (غير متوقعة)، وهذا ما يشير إلى ضعف مناعة الاقتصاد الجزائري في مقاومة صدمات السياسة النقدية والمالية، حيث إذا كانت الصدمة السلبية في احد مكونات النموذج (مثلا صدمة في أسعار النفط احد المكونات الهامة الإيرادات العامة أو انخفاض سعر صرف العملة المحلية) ودامت أكثر من ستة أشهر سيدخل الاقتصاد في أزمة حقيقية.
كلمات المفتاحية: نماذج تصحيح الخطأ (VECM)، السياسة النقدية، السياسة المالية.

Abstract:
the results of this study showed us that the error correction coefficient value is (1.664-), this means that gdp is moderating to its equilibrium value in each remaining period of imbalance from the previous period (t-1) about (166.4%), in other words, when domestic output deviates in the short term in period (t-1) for its equilibrium value because of shock in it or in a component of the model (cash mass, revenue and overhead) it corrects approximately 166% from this imbalance in period (t), on the other hand, this correction ratio reflected on the speed of adjustment towards balance, meaning that the gdp takes about 0.60 years (1/1.66) (six months to return to their initial value), after the impact of any shock in the system, which means the great impact of economic activity and unprogrammed economic policies, this indicates the weak immunity of the algerian economy in resisting the shocks of monetary and financial policy, where if the negative shock is in one component of the model and lasted more than six months will enter the economy in a real crisis
Key Words: The Error Correction model(VECM), Monetary policy, Financial Policy.

مقدمة

لقد أثبتت التجربة أن كثيرا من السلاسل الزمنية للمتغيرات المتعلقة بالاقتصاد الكلي غير مستقرة، وهذا ما يظهر من خلال علاقات الترابط بين المشاهدات المتتالية في هذه السلاسل الزمنية، خاصة إذا كان حجم العينة صغيرا، وأن التغيرات في هذه السلاسل الزمنية تعتبر صغيرة مقارنة بالمستويات، وفي نفس الوقت، فقد تبين من المشاهدات المأخوذة عشوائيا أن بعضا من هذه المتغيرات لها توجه مشترك.

في سنة 1926 استعمل "G. U. yule" ثلاث حالات لفحص الترابط بين سلاسل زمنية لا تربط بينها أي علاقة وهي:

الحالة (A): سلاسل زمنية مستقرة بدون فروقات ($I_{(0)}$)

الحالة (B) : سلاسل زمنية مستقرة بعد فرق الأول ($I_{(1)}$)

الحالة (C): سلاسل زمنية مستقرة بعد الفرق الثاني ($I_{(2)}$)

وجد "G. U. yule" أنه في حالات (B) و(C) قد أعطت نظرية الارتباط نتائج وكأن السلاسل الزمنية مرتبطة فيما بينها، فاستنتج أن معامل التحديد (R^2) في حالة السلاسل الزمنية غير المستقرة، لا يمكن أن نأخذه بعين الاعتبار.

في سنة 1974 أعاد "Granger" و"Newbold" دراسة النقطة الأساسية لنتائج "Yule" وتوصلوا إلى أنه إذا لم تكن الأخطاء على شكل ضجيج أبيض (مستقرة بدون فروقات($I_{(0)}$)) فيجب التركيز على إحصائية "Durbin-Watson" (DW) واقترحوا أنه لتمييز التعديل المزيف، يجب أن يكون (R^2) اكبر من (DW).

من جهة أخرى، ونظرا لاحتمال وجود تعديلات مزيفة، فإن المختصين في الاقتصاد القياسي يعتمدون على مقاربة "Ljung-Box" التي تخص مفاضلة المعطيات من أجل رفع الجذور الوحدوية، هذا النموذج لا يستعمل إلا في وصف العلاقة بين التغيرات داخل السلاسل الزمنية، وباستعمال هذه المقاربة نفقد كل المعلومات الخاصة بعلاقات المدى الطويل بين مستويات المتغيرات الاقتصادية، وبطبيعة الحال فإنها ليست الحل الأمثل للتعديلات المضللة.

من أجل أخذ هذين المشكلين بعين الاعتبار، فقد أدخل نموذج لتصحيح الأخطاء (**ECM**) هذا النموذج يتميز بتركيب كل من ديناميكية المدى القريب (التغيرات)، والمدى البعيد (المستويات)؛ الشرط الأساسي للمتغيرات التي تدخل في هذا النموذج هو أنها يجب أن تكون عبارة عن سلاسل زمنية مستقرة وإلا فإن الإحصائية (t) لن تكون صحيحة.

في سنة 1983 قام "Granger" بإدخال مفهوم التكامل المتزامن وإنشاء قاعدة موحدة لتحليل نموذج تصحيح الأخطاء (ECM) والسلاسل الزمنية التي تتبع فيها المتغيرات العرضية توجها مشتركا؛ الفكرة العامة للتكامل المتزامن طورت أيضا من طرف"Granger" و"Weiss" في سنة 1983.

في سنة 1985 أثبت "Granger" و"Engle" أن السلاسل الزمنية التي تربط بينها علاقة تكامل مشترك يمكن تمثيلها بنموذج تصحيح الأخطاء (ECM)، وفي الوقت نفسه، فإن هذه النماذج تنتج سلاسل زمنية تربط بينها علاقة تكامل مشترك، وبذلك فقد أوضحوا مستوى المعلومات التي تستطيع معادلة الاقتصادي القياسي احتواءها، وفي سنة 1986 وسع "Granger" بحثه بتقديم طريقة لتقدير واختبار المتغيرات التي تربط بينها علاقة تكامل مشترك،

ليتم "Johanson" في سنة 1991 التعمق أكثر في مشكل الكشف عن علاقة التكامل المتزامن.

مشكلة الدراسة: هل يوجد العلاقة تكامل مشترك بين أدوات السياسة الاقتصادية والنشاط الاقتصادي في الجزائر ؟

المحور الأول: الإطار النظري للتكامل المتزامن ونماذج تصحيح الخطأ (EVCM).

I- مفهوم وشروط التكامل المتزامن.

إذا كنا بصدد تقدير علاقة انحدار بين عدد من المتغيرات الاقتصادية، باستخدام بيانات السلاسل الزمنية، وكانت هذه البيانات غير مستقرة، فمن الممكن أن لا تكون علاقة الانحدار المقدرة بينها معبرة عن علاقة حقيقية، وإنما هي عبارة عن علاقة زائفة، ويحدث هذا حتى إذا كان معامل التحديد للعلاقة عاليا جدا، والسبب في ذلك هو أن التغير في هذه المتغيرات ربما يرجع لمتغير أخر يؤثر فيها جميعا، ويجعلها متصاحبة أو متزامنة.

- يمكن القول أن السلسلة (y_t) متكاملة من الرتبة (d) اذا كانت الفروقات من الدرجة $(d-1)$ لا تعطي سلسلة مستقرة، اما الفروقات من الدرجة (d) فانها تعطي لنا سلسة مستقرة ونزمز لها بـ:

$$y_t \rightarrow I(d).$$

- اذا كانت السلسلة (y_t) مستقرة دون إحداث أي فروقات فيها، في هذه الحالة يمكن القول أنها متكاملة من الرتبة (0) ويمز لها بـ:

$$y_t \rightarrow I(0).$$

- لتكن لدينا سلسلة (y_{1_t}) مستقرة (دون إحداث أي فروقات فيها)، والسلسة (y_{2_t}) متكاملة من الرتبة (1):

$$y_{1_t} \rightarrow I(0).$$
$$y_{2_t} \rightarrow I(1).$$

السلسلة (x_t) حيث $(x_t = y_{1_t} + y_{2_t})$ غير مستقرة لأنها مجموع سلسلتين أحداهما غير مستقرة، أي:

$$x_t \rightarrow I(1).$$

- إذا كانت سلسلة (y_{1_t}) والسلسة (y_{2_t}) كلتاهما متكاملتين من نفس الرتبة (d):

$$y_{1_t} \rightarrow I(d).$$
$$y_{2_t} \rightarrow I(d).$$

فان السلسلة (x_t) حيث $(x_t = y_{1_t} + y_{2_t})$ ربما تكون متكاملة من نفس درجة تكامل (y_{2_t}, y_{1_t}) ، أي من الدرجة (d):

$$z_t \overrightarrow{?} I(d).$$

والسلسلة (z_t) حيث $(z_t = \alpha_1 y_{1_t} + \alpha_2 y_{2_t})$ يعتمد تكاملها على إشارة المعاملين (α_1 , α_2)، فإذا كانت إشاراتهما مختلفتين فقد يعدم الاتجاه العام للسلسة (z_t) وبذلك تصبح مستقرة ومتكاملة من الدرجة (0):

$$z_t \to I(0).$$

وفي الحالة العكسية (المعاملين (α_1 , α_2) من نفس الإشارة) تصبح السلسة (z_t) متكاملة من درجة اقل من درجة تكامل (y_{2_t}, y_{1_t})):

$$z_t \to I(d-b).$$

$$b > 0$$

➢ إذا كانت سلسلة (y_{1_t}) متكاملة من الدرجة (d)، والسلسة (y_{2_t}) متكاملة من الرتبة $(\grave{d})$:

$$y_{1_t} \to I(d).$$
$$y_{2_t} \to I(\grave{d}).$$
$$d \neq \grave{d}$$

فلا يمكن معرفة درجة تكامل السلسلة (z_t):

$$z_t \to I(?).$$

مما سبق، تكون السلسلتان في تكامل متزامن إذا تحقق الشرطين التاليين:

- السلسلتان لديهما اتجاه عشوائي من نفس درجة التكامل.
- للسلسلتين شكل خطي يوفر سلسلة ذات درجة تكامل أقل.

ليكن لدينا:

$$y_{1_t} \to I(d).$$
$$y_{2_t} \to I(b).$$

بحيث: $\alpha_1 y_{1_t} + \alpha_2 y_{2_t} \to I(d-b)$ و $d \geq b \geq 0$

ونكتب: $y_{1_t}, y_{2_t} \to cI(d,b)$ ويكون $[\alpha_1, \alpha_2]$ شعاع التكامل المتزامن.

في الحالة العامة لـ(k) متغير لدينا:

$$y_{1_t} \to I(d).$$
$$(y_{1_t} y_{2_t} \dots y_{k_t}) = (Y_t) \quad \text{حيث:} \quad y_{2_t} \to I(d).$$
$$\vdots$$
$$y_{k_t} \to I(d).$$

تكون مركبات شعاع المتغيرات (Y_t) في تكامل متزامن إذا تحقق مايلي:

- كل المتغيرات متكاملة من الدرجة (d) أي $Y_t \to I(d)$.
- وجود شعاع التكامل المتزامن $\alpha_i = (\alpha_1, \alpha_2, \dots \alpha_k)$ من البعد $(k, 1)$ بحيث:

$$\alpha_i Y_t \to I(d-b) \qquad b > 0$$

II- اختبار التكامل المتزامن ونموذج تصحيح الخطأ لمتغيرين.

II- 1- اختبار "Engle-Granger": يعتبر هذا الاختبار من بين أهم الاختبارات المستخدمة في الكشف عن وجود تكامل متزامن بين المتغيرات، حيث أن اللجوء لهذا الاختبار لا يكون إلا في ظل الفرضية التي مفادها وجود شعاع تكامل مشترك وحيد بين

متغيرات الدراسة، وبعد اختبار التكامل المتزامن من الممكن تقدير العلاقة بينهما في شكل نموذج تصحيح الخطأ، وذلك بإتباع الخطوات التالية:

الخطوة الأولى: اختبار رتبة التكامل المتزامن، لانه كما رأينا سابقا، من شروط تحقق التكامل المتزامن هو أن تكون المتغيرات المدروسة من نفس رتبة تكاملها، من اجل ذلك يسمح لنا اختبار جذر الوحدة (لـــديكي-فولر) "Dickey-Fuller" البسيط والمطور من تحديد دقيق للاتجاه العام واستقرار كل متغيرات الدراسة، وبإحداث الفروقات في السلاسل الزمنية غير المستقرة إلى غاية أن تستقر، يمكن معرفة رتبة التكامل لكل متغير، وإذا كانت المتغيرات المدروسة غير متكاملة من نفس الرتبة، لا يمكن التحدث عن وجود تكامل متزامن.

الخطوة الثانية: اختبار العلاقة بين المتغيرات على المدى الطويل وذلك بتقدير العلاقة الستاتيكية باستعمال طريقة المربعات الصغرى المعادلة التالية:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{1_t} + \varepsilon_t.$$

لقبول علاقة التكامل المتزامن، يجب على البواقي الناتجة من المعادلة السابقة أن تكون مستقرة:

$$\varepsilon_t = y_t - \alpha_1 y_{1_t} - \alpha_0.$$

من اجل ذلك يمكن توظيف اختبار جذر الوحدة لـ "Dickey-Fuller" البسيط والمطور، لكن مع استعمال جدول (ديكي-فولر) لا يمكن التحقق من استقرار البواقي وبذلك لا يمكن التحقق من علاقة التكامل المتزامن، لذلك قام "Engle-Granger" باستعمال جدول آخر لـ"Mackinnon" (1991) يربط بين عدد المشاهدات وعدد المتغيرات الظاهرة في المعادلة السابقة.

بعد التحقق من علاقة التكامل المتزامن، يمكن تقدير نموذج تصحيح الخطأ **(ECM)**.

II- 2- **تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM):** عندما تكون السلاسل الزمنية مستقرة ومتكاملة، من الأفضل تقدير العلاقة بينهما باستعمال نموذج تصحيح الخطأ.

لتكن لدينا سلسلتان زمنيتان (y_t, x_t) متكاملتان من الدرجة (1):

$$y_t \to I(1).$$
$$y_{1_t} \to I(1).$$

يمكن تقدير نموذج تصحيح الخطأ على مرحلتين:

المرحلة الأولى : تقدير باستعمال طريقة المربعات الصغرى، علاقة طويلة المدى:

$$y_t = \widehat{\alpha_0} + \widehat{\alpha_1} y_{1_t} + e_t.$$

المرحلة الثانية : تقدير باستعمال طريقة المربعات الصغرى العلاقة الديناميكية (قصيرة المدى):

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta y_{1_t} + \beta_2 e_t + \mu_t.$$

حيث يجب أن يكون (β_2) سالبا فهو بمثابة قوة إرجاع نحو التوازن ومقبول معنويا (t-student المحسوبة للمعامل (β_2) اكبر من القيمة المجدولة لها).

III- التكامل المتزامن ونموذج تصحيح الخطأ لـ(k) متغير (أكثر من متغيرين).

III-1- **اختبار التكامل المتزامن**: حالة وجود نموذج اقتصادي لعدة متغيرات:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{1_t} + \alpha_2 y_{2_t} + \cdots + e_t \ldots (1).$$

إذا كانت المتغيرات ($y_t, y_{1_t}, \dots y_{k_t}$) غير مستقرة، وكلها متكاملة من الدرجة (1)، إذن يوجد احتمال تكامل متزامن (مثل حالة نموذج اقتصادي لمتغيرين)، وبذلك يمكن إتباع نفس خطوات الحالة الأولى (لمتغيرين)، التي تقوم على تقدير المعادلة (1) باستعمال طريقة المربعات الصغرى التي تسمح لنا بحساب البواقي الناتجة عنها:

$$e_t = y_t + \widehat{\alpha_0} + \widehat{\alpha_1} y_{1_t} + \widehat{\alpha_2} y_{2_t} + \cdots + \alpha_k y_{k_t} \dots (2).$$

والتأكد من استقرار هذه البواقي باستعمال اختبار جذر الوحدة (لديكي-فولر) "Dickey-Fuller" البسيط والمطور ومقارنة نتائج هذا الاختبار مع القيمة المجدولة في جدول"Mackinnon" الذي يأخذ بعين الاعتبار عدد متغيرات الدراسة وعدد المشاهدات، وإذا ثبت ذلك (استقرار البواقي) يمكن استنتاج وجود علاقة تكامل متزامن بين المتغيرات، وشعاع التكامل الوحيد يساوي: $[1, -\widehat{\alpha_0}, -\widehat{\alpha_1}, \dots, -\widehat{\alpha_k}]$.

لكن التكامل المتزامن المتعدد معقد أكثر من ذلك، وهذا لاحتمال وجود تركيبات تكامل متزامن بين المتغيرات، مثلا قد تكون المتغيرات تتكامل زوجيا فيما بينها:

$$y_t, y_{1_t} \rightarrow cI(1,1).$$

$$y_{2_t}, y_{3_t} \rightarrow cI(2,1).$$

بذلك نكون مجبرين على اختبار استقرار عدة بواقي ناتجة عن عدة معادلات:

$$e_{1_t} = y_t - \widehat{\alpha_0} - \widehat{\alpha_1} y_{1_t}.$$

$$e_{2_t} = y_{2_t} - \widehat{\delta_0} - \widehat{\delta_1} y_{3_t}.$$

ليصبح لدينا :

$$e_{3_t} = e_{1_t} + e_{2_t} = y_t + \widehat{\alpha_0} + \widehat{\alpha_1} y_{1_t} + y_{2_t} + \widehat{\delta_0} + \widehat{\delta_1} y_{3_t}.$$

وينتج لدينا شعاع تكامل آخر: $[1, -\widehat{\alpha_0} - \widehat{\delta_0}, 1, -\widehat{\delta_1}]$.

بصفة عامة وفي حالة نموذج اقتصادي متعدد (متغير واحد تابع وعدة متغيرات مستقلة) فانه من المحتمل وجود (k-1) شعاع تكامل متزامن مستقل، ويسمى عدد ألأشعة الموجودة بـ"صنف التكامل المتزامن".

III-2- نموذج شعاع تصحيح الخطأ (VECM)لـ(k) متغير (أكثر من متغيرين):لاستعمال الطريقة المنتهجة سابقا لتقدير نموذج تصحيح الخطأ **(ECM)** (طريقة "Granger-Engle" لمتغيرين) يجب تحقيق شرط وجود شعاع واحد للتكامل المتزامن، لكن وكما رأينا فانه في النماذج الاقتصادية التي تحتوي على (k) متغير غالبا ما يوجد أكثر من شعاع للتكامل المتزامن وبذلك يستحيل استخدام طريقة "Engle-Granger" في التقدير، وهذا ما أدى إلى ظهور نموذج جديد يوظف نموذج شعاع الانحدار الذاتي (VAR) ويدعى نموذج شعاع تصحيح الخطأ (VECM).

ليكن لدينا نموذج شعاع الانحدار الذاتي ذو (k) متغير و (2) فترة إبطاء على النحو التالي:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon \dots (1).$$

حيث:

Y_t: شعاع بعده $(k * 1)$ الذي يحتوي على (k) متغير $(y_{1_t}, y_{2_t}, \cdots, y_{k_t})$.

A_0: شعاع الثوابت بعده $(k * 1)$.

A_i: شعاع العوامل بعده $(k * k)$.

هذا النموذج يمكن كتابته بعد إجراء الفرق الأول كما يلي:

$$Y_t - Y_{t-1} = A_0 + A_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon.$$

$$\leftrightarrow \Delta Y_t = A_0 + (A_1 - I) Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon \dots (2).$$

لكي نظهر الفرق الأول (ΔY_{t-1}) في الجانب الأيمن للمعادلة (2) نضيف وننقص في نفس الوقت القيمة ($A_1 Y_{t-2} - Y_{t-2}$) على الشكل التالي:

$$\Delta Y_t = A_0 + (A_1 - I) Y_{t-1} + [A_1 Y_{t-2} - Y_{t-2}] - [A_1 Y_{t-2} + Y_{t-2}] + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon$$

.

$$\leftrightarrow \Delta Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + A_1 Y_{t-2} - Y_{t-2} - A_1 Y_{t-2} + Y_{t-2} + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon \dots (3)$$

.

نحن نعلم أن: $\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$

بعد تجميع القيم والتبسط نحصل على:

$$\Delta Y_t = A_0 + (A_1 - I) \Delta Y_{t-1} + (A_2 + A_1 - I)\, Y_{t-2} + \varepsilon \dots (4).$$

ألآن ومن اجل تشكيل علاقة التكامل المتزامن التي تربط بين متغيرات الدراسة على مستوى تأخر بفترة واحدة، سنحاول كتابة المعادلة (3) بدلالة (Y_{t-1})، وذلك بإضافة وحذف القيمة ($A_2 Y_{t-1}$) للمعادلة (2)، فبعد التبسيط نحصل على المعادلة التالية:

$$\Delta Y_t = A_0 - A_2 \Delta Y_{t-1} + (A_2 + A_1 - I)\, Y_{t-1} + \varepsilon.$$

$$\leftrightarrow \Delta Y_t = A_0 + B_1 \Delta Y_{t-1} + \varphi Y_{t-1} + \varepsilon \dots (5).$$

حيث: $B_1 = -A_2$ و $\varphi = (A_2 + A_1 - I)$

هذه النتيجة يمكن تعميمها على كل نماذج شعاع الانحدار الذاتي ($\mathrm{VAR}_{(p)}$) ذي (k) متغير و(p) فترة إبطاء من الشكل:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon.$$

Y_t: شعاع بعده ($k * 1$) الذي يحتوي على (k) متغير ($y_{1_t}, y_{2_t}, \dots, y_{k_t}$).

A_0: شعاع الثوابت بعده ($k * 1$).

A_i: شعاع العوامل بعده ($k * k$).

حيث يمكن أن نكتب أي نموذج ($\mathrm{VAR}_{(p)}$) بدلالة الفرق الأول على شكلين:

الشكل الأول باعتماد طريقة حساب المعادلة (4):

$$\Delta Y_t = A_0 + (A_1 - I)\Delta Y_{t-1} + (A_1 + A_2 - I)\, Y_{t-2} + \cdots + (A_{p-1} + \cdots + A_2 + A_1 - I)\, Y_{t-2} + \varepsilon$$

.

الشكل الثاني باعتماد طريقة حساب المعادلة (5):

$$\Delta Y_t = A_0 + B_1\Delta Y_{t-1} + B_2\Delta Y_{t-2} + \cdots + B_{p-1}\Delta Y_{t-p+1} + \varphi Y_{t-1} + \varepsilon.$$

$$B_i = -A_{i+1} \;/\; \varphi = (\sum_{i=1}^{p} A_i - I).$$

المصفوفة (φ) يمكن أن تكتب على الشكل: $\varphi = \beta\dot{\alpha}$ ، حيث تعتبر (β) شعاع قوة الإرجاع نحو التوازن و(α) مصفوفة المعاملات لمعادلات المدى الطويل، أين تعبر كل تركيبة خطية لعلاقة التكامل المتزامن، ومن هنا نكون أمام ثلاث حالات:

الحالة الأولى: المصفوفة (φ) تساوي المصفوفة الصفرية ⟺ صنف التكامل المتزامن (r) يساوي (0) ⟺ عدم وجود علاقة تكامل متزامن ⟺ لا يمكن تقدير نموذج شعاع تصحيح الخطأ (VECM) ⟺ تقدير نموذج ($VAR_{(p)}$) بشكل عادي بعد إجراء الفرق الأول.

الحالة الثانية: المصفوفة (φ) لا تساوي المصفوفة الصفرية ⟺ صنف التكامل المتزامن (r) يساوي (k)

عدم وجود علاقة تكامل متزامن ⟺ لا يمكن تقدير نموذج شعاع تصحيح الخطأ (VECM) ⟺ تقدير نموذج ($VAR_{(p)}$) بشكل عادي بدون إجراء فروقات.

الحالة الثالثة: المصفوفة (φ) لا تساوي المصفوفة الصفرية ⟺ صنف التكامل المتزامن (r) محصور بين (1) و ($k-1$) /($1 \le r \le k-1$) ⟺ وجود (r) علاقة تكامل متزامن بين المتغيرات ⟺ تقدير نموذج شعاع تصحيح الخطأ(VECM).

III -3- **اختبار عدد التكاملات المتزامنة:** في سنة 1988 اقترح "Johanson" اختبارين على أساس القيم الخالصة (Les Valeurs Propres) لمصفوفة ناتجة عن حسابات تمر بمرحلتين:

المرحلة الأولى: حساب مصفوفة البواقي (u_t, s_t) ناتجة عن تقدير المعادلتين التاليتين:

$$\Delta Y_t = \hat{A}_0 + \hat{A}_1\Delta Y_{t-1} + \hat{A}_2\Delta Y_{t-2} + \cdots + \hat{A}_p\Delta Y_{t-p} + u_t \ldots (1).$$

$$Y_{t-1} = \hat{\hat{A}}_0 + \hat{\hat{A}}_1\Delta Y_{t-1} + \hat{\hat{A}}_2\Delta Y_{t-2} + \cdots + \hat{\hat{A}}_p\Delta Y_{t-p} + s_t \ldots (2).$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_{1_t} \\ y_{2_t} \\ \vdots \\ y_{k_t} \end{bmatrix}.$$

نلاحظ وجود نفس المتغيرات المستقلة مع اختلاف المتغير التابع.

مصفوفة البواقي (u_tوs_t) من البعد (k, n) حيث: (k) عدد المتغيرات / (n) عدد المشاهدات.

المرحلة الثانية: حساب المصفوفة التي تسمح بحساب القيم الخالصة وذلك بحسابنا لأربع مصفوفات (للتباين والتباين المشترك) من البعد (k, k) للبواقي $(u_t و s_t)$:

$$\tau_{uu} = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{t=1}^{n} u_t \grave{u}_t.$$

$$\tau_{ss} = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{t=1}^{n} s_t \grave{s}_t.$$

$$\tau_{us} = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{t=1}^{n} u_t \grave{s}_t.$$

$$\tau_{su} = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{t=1}^{n} s_t \grave{u}_t.$$

استخراج (k) قيمة خالصة من المصفوفة (M) ذات البعد (k, k) والمحسوبة على النحو التالي:

$$\boldsymbol{M} = \left(\tau_{uu}^{-1}\right) * (\tau_{ss}) * \left(\tau_{us}^{-1}\right) * (\tau_{su}).$$

III-**1-3- اختبار تتبع الأثر (Teste De La Trace):** بعد حساب القيم الخالصة، نحسب القيمة (λ_{trace})

$$\lambda_{trace} = -n \sum_{i=r+1}^{k} \ln(1 - \lambda_i).$$

حيث: (k) عدد المتغيرات / (n) عدد المشاهدات /(λ_i) القيم الخالصة للمصفوفة (M)/(r) صنف التكامل.

تتبع القيمة (λ_{trace}) قانون احتمال (يشبه قانون X^2) مجدول من طرف "Johanson" و "Juselius"، يعتمد على حذف الفرضية البديلة تدريجيا إلى غاية قبولها، وبذلك يتم التعرف على صنف التكامل كمايلي:

الفرضية (1): H_1: صنف التكامل (r) اكبر من (0)/ $(r > 0)$

H_0: صنف التكامل (r) يساوي (0)/ $(r = 0)$

القرار: إذا كانت (λ_{trace}) أكبر من القيمة المجدولة لها نرفض (H_0) وننتقل إلى اختبار الفرضية الموالية.

الفرضية (2): H_1: صنف التكامل (r) اكبر (1)/ $(r > 1)$

H_0: صنف التكامل (r) يساوي (1)/ $(r = 1)$

القرار: إذا كانت (λ_{trace}) أكبر من القيمة المجدولة لها نرفض (H_0)، وننتقل إلى الفرضية الموالية.

الفرضية (3): H_1: صنف التكامل (r) اكبر (2)/ $(r > 2)$

H_0: صنف التكامل (r) يساوي (2)/ $(r = 2)$

القرار: إذا كانت (λ_{trace}) أكبر من القيمة المجدولة لها نرفض (H_0)، وننتقل إلى الفرضية الموالية. وهكذا...

ملاحظة (1): في الحالة العكسية، نتوقف عن إجراء الاختبار، ونعين (r) للاختبار الأخير صنفا للتكامل.

ملاحظة (2): إذا تم رفض كل فرضيات العدم من اجل $(r = k - 1)$ هذا يعني أن $(r = k)$، ومنه لا يوجد تكامل متزامن والسلاسل كلها مستقرة بدون فروقات $(I_{(0)})$.

III-3-2- اختبار القيمة الخالصة الكبرى: يعتمد هذا الاختبار على القيمة الخالصة الكبرى من بين القيم الخالصة المحسوبة من المصفوفة (M) وذلك بحساب قيمة(λ_{max})، حيث $[\lambda_{max} = -n\log(1-\lambda)]$ والقيام بنفس الإجراءات السابقة.

ملاحظة (3): تقدم البرامج الإحصائية (λ_{trace}) (λ_{max}) مباشرة والقيمة المجدولة لهما، لذا ما علينا إلا المقارنة بينهما فقط.

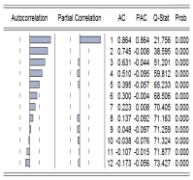
ملاحظة (4): في حالة تباعد كبير بين الاختبارين يفضل الاعتماد على تتبع الأثر (λ_{trace}) للدقة والشهرة الكبيرة التي يتميز بها.

المحور الثاني: كشف علاقة التكامل المشترك بين النشاط الاقتصادي والسياستين النقدية والمالية.

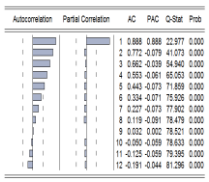
I- دراسة استقرار السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة: نظرًا لاختبار جذر الوحدة الذي أكد أن جميع المتغيرات المستخدمة في الدراسة كانت مستقرة بعد إجراء الفروق الأولى، وللتأكد أكثر من ذلك يمكن ملاحظة دوال الارتباط الذاتي والجزئي للبواقي، التي تم حسابها على المستوي صفر (بدون إجراء فروقات) والمستوى الاول (بعد إجراء فرق من الدرجة الأولى) لكل سلسة على حدة، والتي أوضحت نتائجها عدم استقرار عوامل دوال الارتباط الذاتي والجزئي للبواقي داخل مجال الثقة إلا بعد إجراء الفروقات الأولى لكل سلسلة، وهذا يدفعنا للقول أن كل السلاسل متكاملة من نفس الدرجة (p=1)، مع إمكانية وجود علاقة تكامل مشترك.

الشكل رقم (1) : دوال الارتباط الذاتي والجزئي لمتغيرات الدراسة عند المستوى (0).

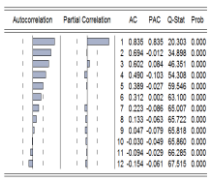
Log_RP



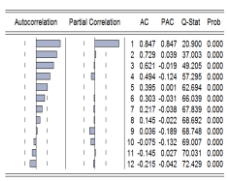
Log_DP



Log_M2



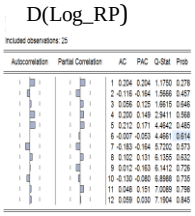
Log_PIB



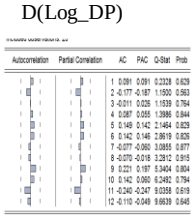
المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات الملحق (1) وبرنامج (Eviews).

الشكل رقم (2) : دوال الارتباط الذاتي والجزئي لمتغيرات الدراسة عند المستوى (1).

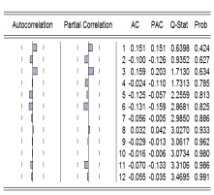
D(Log_RP)



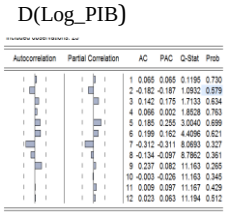
D(Log_DP)



D(Log_M2)



D(Log_PIB)



II - **اختبار التكامل المشترك للعلاقة بين النشاط الاقتصادي والسياستين النقدية والمالية.**

بالاعتماد على نموذج متجهة الانحدار الذاتي (VAR) المقدر والذي وجدناه يحتوي على 2 فترة إبطاء، وهي نفس فترة الإبطاء التي سنعتمد عليها في اختبار التكامل المشترك وتقدير نموذج تصحيح الخطأ (VECM) إن وجد.

يسمح لنا الجدول التالي برصد نتائج اختبار **المصدر**: من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات الملحق (1) وبرنامج (Eviews) متغيرات الدراسة:

جدول رقم (1): جدول اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات.

Date: 09/24/16 Time: 11:31
Sample (adjusted): 1993 2015
Included observations: 23 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LOG_PIB LOG_M2 LOG_RP LOG_DP
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.710120	58.01681	47.85613	0.0042
At most 1	0.552099	29.53619	29.79707	0.0536
At most 2	0.336963	11.06297	15.49471	0.2077
At most 3	0.067676	1.611716	3.841466	0.2042

Trace 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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.710120	28.48061	27.58434	0.0383
At most 1	0.552099	18.47323	21.13162	0.1131
At most 2	0.336963	9.451253	14.26460	0.2505
At most 3	0.067676	1.611716	3.841466	0.2042

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

ملاحظة: *ترفض فرضية العدم عند مستوى دلالة 0.05%.

نلا **المصدر**: من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات الملحق (1) وبرنامج (Eviews) علاقة max $trace$ تكامل مشترك واحدة بين متغيرات الدراسة، حيث عندما تم اختبار فرضية العدم (r=0) مقابل الفرضية البديلة (r>0) تبين أن الإحصائية المحسوبة لكل من الاختبارين اكبر من الإحصائية الحرجة لهما (47.85613<58.01681) و(27.58434<28.48061) ومستوى الدلالة لهما اقل من 0.05 (0.05>0.0042) و(0.05>0.00383) ، ما يدفعنا لرفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة، ثم الانتقال لاختبار فرضية العدم (r=1) مقابل الفرضية البديلة (r>1) حيث تبين فيها عكس ما جاء في الاختبار السابق، حيث كانت الإحصائية المحسوبة لكل من λ_{trace} و λ_{max} اقل من القيمة الحرجة لهما (29.79707>29.53619) و(21.13162>18.47323) ومستوى الدلالة لهما اكبر من 0.05 (0.05<0.0536) و(0.05<0.1131) ما يدعونا لقبول فرضية العدم، ومنه توجد علاقة تكامل مشترك واحدة بين متغيرات الدراسة.

III - **تقدير نموذج تصحيح الخطأ (VECM) للعلاقة بين النشاط الاقتصادي والسياستين النقدية والمالية.**

بالاعتماد على النتائج السابقة (2 فترة إبطاء و1 تكامل مشترك)، جاءت نتائج تقدير نموذج (VECM) بين متغيرات الدراسة موضحة في الجدول التالي:

الجدول رقم (2): جدول تقدير نموذج تصحيح الخطأ (VECM).

LOG_PIB(-1)	1.000000			
LOG_M2(-1)	-0.369611 (0.06903) [-5.35416]			
LOG_RP(-1)	-0.210534 (0.03230) [-6.51868]			
LOG_DP(-1)	-0.356523 (0.06384) [-5.58439]			
C	-0.599077			
Error Correction:	D(LOG_PIB)	D(LOG_M2)	D(LOG_RP)	D(LOG_DP)
CointEq1	-1.664747 (0.54182) [-3.07249]	0.830326 (0.46832) [1.77298]	-1.875717 (1.08517) [-1.72850]	-0.895824 (0.83439) [-1.07363]
D(LOG_PIB(-1))	1.006773 (0.42221) [2.38453]	-0.709376 (0.36494) [-1.94384]	2.057413 (0.84561) [2.43306]	0.518058 (0.65019) [0.79678]
D(LOG_PIB(-2))	0.441338 (0.41330) [1.06783]	-0.287268 (0.35724) [-0.80414]	0.608334 (0.82777) [0.73491]	0.099253 (0.63648) [0.15594]

D(LOG_M2(-1))	0.426980 (0.30139) [1.41669]	0.022495 (0.26051) [0.08635]	0.129301 (0.60363) [0.21420]	0.787051 (0.46413) [1.69574]
D(LOG_M2(-2))	0.683979 (0.32977) [2.07414]	-0.136552 (0.28503) [-0.47908]	1.827450 (0.66046) [2.76695]	-0.054874 (0.50783) [-0.10806]
D(LOG_RP(-1))	0.075162 (0.15926) [0.47196]	0.259961 (0.13765) [1.88854]	-0.402737 (0.31896) [-1.26266]	0.133239 (0.24525) [0.54328]
D(LOG_RP(-2))	0.112237 (0.14370) [0.78104]	0.155394 (0.12421) [1.25108]	0.137083 (0.28781) [0.47630]	0.004542 (0.22130) [0.02053]
D(LOG_DP(-1))	-0.750535 (0.27485) [-2.73074]	0.258960 (0.23756) [1.09007]	-1.149558 (0.55047) [-2.08834]	-0.417633 (0.42325) [-0.98672]
D(LOG_DP(-2))	-0.270875 (0.20640) [-1.31235]	0.138699 (0.17841) [0.77744]	-0.420165 (0.41339) [-1.01639]	-0.211569 (0.31786) [-0.66561]
C	-0.048971 (0.03510) [-1.39537]	0.078170 (0.03033) [2.57693]	-0.116384 (0.07029) [-1.65579]	0.009286 (0.05405) [0.17182]
R-squared	0.625793	0.513132	0.552460	0.305265
Adj. R-squared	0.366727	0.176069	0.242624	-0.175705
Sum sq. resids	0.014339	0.010712	0.057515	0.034004
S.E. equation	0.033211	0.028706	0.066515	0.051144
F-statistic	2.415570	1.522364	1.783073	0.634685
Log likelihood	52.23787	55.59088	36.26320	42.30739
Akaike AIC	-3.672858	-3.964424	-2.283756	-2.809338
Schwarz SC	-3.179165	-3.470731	-1.790063	-2.315645
Mean dependent	0.051913	0.062054	0.051162	0.057563
S.D. dependent	0.041733	0.031624	0.076430	0.047167

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات الملحق (1) وبرنامج (Eviews)

ويمكن كتابة هذا المتجه في شكل معادلة توضح العلاقة التوازنية طويلة الأجل وقصيرة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة كما يلي :

الجدول رقم (3): تفصيل علاقة طويلة الأجل وقصيرة الأجل لنموذج تصحيح الخطأ (VECM).

Estimation Equation:
==========
D(LOG_PIB) = C(1)*(LOG_PIB(-1) - 0.369611182627*LOG_M2(-1) - 0.210534206442*LOG_RP(-1) -0.356523168731*LOG_DP(-1) - 0.599076996019) + C(2)*D(LOG_PIB(-1)) + C(3)*D(LOG_PIB(-2)) + C(4)*D(LOG_M2(-1)) + C(5)*D(LOG_M2(-2)) + C(6)*D(LOG_RP(-1)) + C(7)*D(LOG_RP(-2)) + C(8)*D(LOG_DP(-1)) + C(9)*D(LOG_DP(-2)) + C(10)

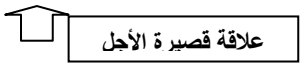
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.664747	0.541823	-3.072491	0.0089
C(2)	1.006773	0.422210	2.384530	0.0330
C(3)	0.441338	0.413305	1.067826	0.3050
C(4)	0.426980	0.301392	1.416695	0.1801
C(5)	0.683979	0.329766	2.074138	0.0585
C(6)	0.075162	0.159256	0.471958	0.6448
C(7)	0.112237	0.143702	0.781038	0.4488
C(8)	-0.750535	0.274847	-2.730740	0.0172
C(9)	-0.270875	0.206405	-1.312346	0.2121
C(10)	-0.048971	0.035095	-1.395374	0.1863

R-squared	0.625793	Mean dependent var	0.051913
Adjusted R-squared	0.366727	S.D. dependent var	0.041733
S.E. of regression	0.033211	Akaike info criterion	-3.672858
Sum squared resid	0.014339	Schwarz criterion	-3.179165
Log likelihood	52.23787	Hannan-Quinn criter.	-3.548695
F-statistic	2.415570	Durbin-Watson stat	1.918039

Estimation Equation:
==========

علاقة طويلة الأجل

D(LOG_PIB) = -1.66474672522*(LOG_PIB(-1) - 0.369611182627*LOG_M2(-1) - 0.210534206442*LOG_RP(-1) - 0.356523168731*LOG_DP(-1) - 0.599076996019) + 1.00677328828*D(LOG_PIB(-1)) + 0.441337659634*D(LOG_PIB(-2)) + 0.426980098774*D(LOG_M2(-1)) + 0.683979206353*D(LOG_M2(-2)) + 0.0751622722727*D(LOG_RP(-1)) + 0.112236539283*D(LOG_RP(-2)) - 0.75053510576*D(LOG_DP(-1)) - 0.270874649773*D(LOG_DP(-2)) - 0.0489711049391



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات الجدول (2) وبرنامج (Eviews)

III - **1- تشخيص واعتماد النموذج:** بعد تقدير النموذج سنقوم بعدة اختبارات من الدرجة الأولى تهدف إلى التحقق من مقدرة النموذج التفسيرية مثل معامل التحديد وأيضا التحقق من الثقة الإحصائية في التقديرات مثل اختيار "ستودنت وفيشر" واختبار "دوربين واتسون" (DW) للكشف عن الارتباط الذاتي بين أخطاء النموذج، أما الاختبارات من الدرجة الثانية فهي تهدف للتحقق من مدى توفر شروط فروض الطريقة المستخدمة في القياس الاقتصادي والمتمثلة في اختبار "والد" "wald" لكشف معنوية معاملات النموذج في المدى القصير، وثبات تباين حد الخطأ للنموذج من خلال قيمة مضاعف "لاغرانج" (LM)، واختبار "جاك-بيرا" (Jaque_Bera) الذي يكشف توزيع البواقي حسب التوزيع الطبيعي.

من خلال النموذج أعلاه نلاحظ أن معامل الرجوع نحو التوازن على المدى الطويل سلبي ومعنوي(-1.6647)، كما أن معامل التحديد مقبول (0.6057) ما يترجم أن المتغيرات الحاصلة في النشاط الاقتصادي سببها التغير في الكتلة النقدية والإيرادات والإنفاق العام بنسبة 62%، وكذلك أشار اختبار "دوربين واتسون" (DW=1.91) الى عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء، وهذا ما يعني تجاوز النموذج اختبارات الدرجة الأولى، أي سلامة النموذج إحصائيا بشكل عام.

وللتأكد أكثر من سلامة النموذج من المشاكل القياسية، جاءت اختبارات الدرجة الثانية ايجابية لحد ما، حيث اثبت اختبار (wald) معنوية المعاملات الخاصة بالنمو النقدي والإنفاق العامة وعدم معنوية المعاملات الخاصة بالإيرادات العامة، ما يدل على وجود علاقة قصيرة الأجل بين الناتج المحلي والكتلة النقدية والناتج المحلي والإنفاق العام، وعدم وجود علاقة قصيرة الأجل بين الناتج والإيرادات العامة، أما اختبار ثبات تباين الخطأ فقد جاء ايجابيا، حيث أشار اختبار (LM) إلى معنوية إحصائية للنموذج (prob.chi-square =0.0073<0.05)، وكذلك توزيع البواقي يتبع التوزيع الطبيعي.

جدول رقم (28-4): اختبار (wald) لمعاملات النموذج.

Wald Test:
Equation: EQ01

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.531760	(2, 13)	0.0596
Chi-square	7.063520	2	0.0293

Null Hypothesis: C(4)=C(5)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4)	0.426980	0.301392
C(5)	0.683979	0.329766

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:
Equation: EQ01

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.377723	(2, 13)	0.6927
Chi-square	0.755446	2	0.6854

Null Hypothesis: C(6)=C(7)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(6)	0.075162	0.159256
C(7)	0.112237	0.143702

Wald Test:
Equation: EQ01

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.380775	(2, 13)	0.0351
Chi-square	8.761551	2	0.0125

Null Hypothesis: C(8)=C(9)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	-0.750535	0.274847
C(9)	-0.270875	0.206405

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على نتائج الجدول (3) وبرنامج (Eviews)

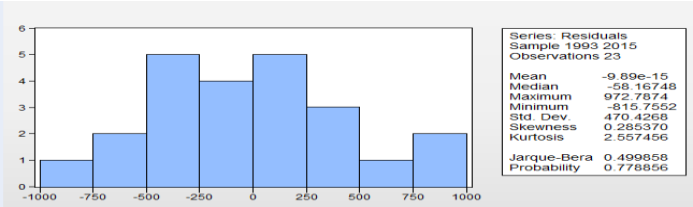
جدول رقم (29-4): اختبار "لاغرانج" (LM).

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.114893	Prob. F(2,11)	0.0463
Obs*R-squared	9.843328	Prob. Chi-Square(2)	0.0073

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات الجدول (3) وبرنامج (Eviews).

الشكل رقم (35-4): اختبار "جاك-بيرا".



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات الجدول (3) وبرنامج (Eviews).

من خلال نتائج اختبارات الدرجتين الأولى والثانية، يتضح أن النموذج قد اجتاز بصفة عامة كل مراحل الاختبارات، وبالتالي يمكن القول أن النموذج مقبول إحصائيا، ما يؤكد العلاقة التوازنية طويلة الأجل للمتغير التابع (الناتج المحلي) مع كل المتغيرات المستقلة (الكتلة النقدية، الإيرادات والنفقات العامة)، ما يسمح لنا باستخدام هذا النموذج للتوقع، لذا يكمن أن ننتقل إلى التحليل الاقتصادي من اجل اعتماده اقتصاديا.

III-2- التحليل الاقتصادي لنتائج النموذج: تشير قيمة معامل حد تصحيح الخطأ (-1.664) إلى أن الناتج المحلي الإجمالي تعتدل نحو قيمتها التوازنية في كل فترة من اختلال التوازن المتبقي من الفترة السابقة (t-1) بـ 166.47%، أي انه عندما ينحرف الناتج المحلي خلال المدى القصير في الفترة (t-1) عن قيمته التوازنية في المدى البعيد بسبب صدمة فيه أو في احد مكونات النموذج (الكتلة النقدية، الإيرادات والنفقات العامة) فانه يصحح ما يقارب 166% من هذا الاختلال في الفترة (t).

ومن ناحية أخرى فان نسبة التصحيح هذه تنعكس على سرعة التعديل نحو التوازن، بمعنى أن الناتج المحلي الإجمالي يستغرق ما يقارب 0.60 سنة (1.66/1) أي ستة أشهر للرجوع إلى قيمتها الأولية (التوازنية فرضا)، بعد أثر أي صدمة في النظام (النموذج)، ما يعني التأثر الكبير للنشاط الاقتصادي بالسياسات الاقتصادية غير المبرمجة (غير متوقعة)، وهذا ما يشير إلى ضعف مناعة الاقتصاد الجزائري في مقاومة صدمات السياسة النقدية والمالية، حيث إذا كانت الصدمة السلبية في احد مكونات النموذج (مثلا صدمة في أسعار النفط احد المكونات الهامة الإيرادات العامة أو انخفاض سعر صرف العملة المحلية) ودامت أكثر من ستة أشهر سيدخل الاقتصاد في أزمة حقيقية.

الهوامش ومراجع :

1 - محمد بن بوزيان، بن عمر عبد الحق، **العلاقات السببية وعلاقات التكامل المتزامن، بين النقود والأسعار في الجزائر وتونس**، مجلة أبحاث اقتصادية وإدارية ، العدد 1، الجزائر، 2007، ص35.

2- S. Lardic, V. Mignon, **économetrie des series tomporelles macroéconomiques et financiers**, économica, paris, 2002, p212.

3- R.F. Engel, C.W.J. Granger, **cointegration and error correction :representation, estimation andtesting**, Economitrica, vol 56, N^0 02, 1987, p251-275.

4- R. Bourbonnais**, Manuel et exercice corrigés en économétrie** ,Dunod, Paris,2000 ,Page 279

5- S. Johansen,. **Statistical Analysis of Cointegrating Vectors**. Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, 1998, pp.231-254.

6 - أكثر تفصيلا في كيفية حساب القيم الخالصة لمصفوفة ما، انظر الشريط التعليمي على الرابط التالي:

https://fr.khanacademy.org/math/linear-algebra/alternate-bases/eigen-everything/v/linear-algebra-eigenvalues-of-a-3x3-matrix.

ملاحق:

الملحق رقم (1): تطور الكتلة النقدية والإنفاق العام والإيرادات العامة والناتج المحلي الإجمالي في الجزائر.

Resid_M2	Resid_RP	Resid_DP	LOG_M2	LOG_RP	LOG_DP	PIB بالأسعار الجارية (مليار دج)	M2	RP	DP	السنوات
-0,0719476	-0,2942045	-0,286315	2,53529	2,18327	2,13539	554.4	343,00	152,5	136,58	1990
-0,0547857	-0,1357371	-0,157630	2,61833	2,39602	2,32654	862.1	415,27	248,9	212,1	1991
-0,0264252	-0,0920900	0,076743	2,71257	2,49396	2,62338	1074.7	515,90	311,86	420,13	1992
-0,0073000	-0,1434769	0,069072	2,79757	2,49686	2,67818	1190	627,43	313,95	476,63	1993
-0,0112952	-0,0159428	0,081491	2,85944	2,67868	2,75307	1487	723,51	477,18	566,33	1994
-0,0337632	0,0375973	0,146548	2,90285	2,78651	2,88060	2005	799,56	611,66	759,62	1995
-0,0410392	0,1133377	0,063587	2,96145	2,91654	2,86010	2570.7	915,06	825,16	724,61	1996
-0,0343007	0,1094370	0,067973	3,03406	2,96693	2,92696	2780.2	1 081,59	926,67	845,2	1997
0,0678416	-0,0227487	0,020920	3,20208	2,88903	2,94238	2830.5	1 592,50	774,51	875,74	1998
0,0525951	0,0118887	-0,000772	3,25271	2,97795	2,98315	3248.2	1 789,40	950,5	961,95	1999
0,0399016	0,1777999	0,024796	3,30589	3,19815	3,07119	4098.8	2 022,50	1 578,16	1 178,12	2000
0,0614505	0,1030506	0,012049	3,39331	3,17769	3,12091	4260.8	2 473,50	1 505,53	1 321,03	2001

0,0648866	0,0760585	0,019181	3,46262	3,20499	3,19051	4537.7	2 901,50	1 603,19	1 550,65	2002
0,0548377	0,1122364	-0,019151	3,51845	3,29545	3,21465	5264.2	3 299,50	1 974,47	1 639,27	2003
0,0321291	0,1107835	-0,020055	3,56161	3,34829	3,27622	6150.4	3 644,30	2 229,90	1 888,93	2004
0,0142776	0,1971600	-0,046554	3,60964	3,48895	3,31219	7563.6	4 070,40	3 082,83	2 052,04	2005
0,0224973	0,2150158	-0,031510	3,68373	3,56109	3,38970	8520.6	4 827,60	3 639,93	2 453,01	2006
0,0506517	0,1664143	0,008896	3,77776	3,56678	3,49257	9306.2	5 994,60	3 687,90	3 108,67	2007
0,0493765	0,0082992	0,076175	3,84236	3,46295	3,62232	10993.8	6 956,00	2 903,70	4 191,05	2008
-0,0031507	0,0063188	0,019397	3,85571	3,51526	3,62801	9968	7 173,10	3 275,36	4 246,33	2009
-0,0066650	-0,0754337	-0,021076	3,91807	3,48779	3,65001	11991,6	8 280,70	3 074,64	4 466,94	2010
0,0063076	-0,0856396	0,024732	3,99691	3,53188	3,75829	14636,7	9 929,20	3 403,11	5 731,75	2011
-0,0145637	-0,0915594	0,052668	4,04192	3,58024	3,84869	16256,2	11 013,30	3 804,03	7 058,17	2012
-0,0452968	-0,1355601	-0,078599	4,07706	3,59053	3,77989	16676,2	11 941,50	3 895,21	6 024,13	2013
-0,0519283	-0,1890157	-0,066472	4,13630	3,59136	3,85449	17235,6	13 686,80	3 902,68	7 153,04	2014
-0,1142917	-0,1639892	-0,036094	4,13981	3,67068	3,94734	16799,2	13 797,90	4 684,65	8 858,06	2015

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مصادر مختلفة:

-O.N.S, L'Algérie en quelque chiffres, résultants. 1990-2005,

- تقارير سنوية ونشرات احصائية ثلاثية لبنك الجزائر 2006-2015.