

أثر الناتج المحلي الإجمالي على العرض النقدي في الجزائر خلال الفترة 1964-2015

د: حميدة مختار، جامعة الجلفة، الجزائر hommok13@gmail.com

د: أحمد تيجاني هشير، جامعة الأغواط، الجزائر hicher3@gmail.com

Abstract :

We have tried through this study to measure the economic relationship between the GDP and supply cash enlarged M2 in Algeria during the period from 1964 to 2015, and we used were made by the World Bank data for Algeria, we act common integration method for the analysis of this relationship users EViews program 0.9 program SPSS with Excel.

It reached results of the analysis to the existence of a long-term relationship between the Mngartin being examined, and we found a causal in one direction from the M2 to GDP in the short and long term.

Keywords : GDP , money supply , preprocessing , causation , joint integration.

ملخص :

حاولنا من خلال هذه الدراسة قياس العلاقة الاقتصادية بين إجمالي الناتج المحلي GDP والعرض النقدي الموسع M2 في الجزائر خلال الفترة 1964-2015، واستعنا ببيانات البنك العالمي للمعطيات الخاصة بالجزائر، انتهجنا أسلوب التكامل المشترك لتحليل هذه العلاقة مستخدمين برنامج EViews 0.9 وبرنامج SPSS مع Excel.

توصلت نتائج التحليل إلى وجود علاقة طويلة الأجل بين متغيرتين محل دراسة، ووجدنا سببية في اتجاه واحد من GDP إلى M2 في المديين القصير والطويل.

الكلمات المفتاح: الناتج المحلي، العرض النقدي، الاستقرار، السببية، التكامل المشترك.

تصنيف JEL: B23، C41، C87

I- تمهيد :

تعمل الجزائر على تحديد سياستها الاقتصادية من خلال ضبط بعض المؤشرات المالية كالعرض النقدي M2 (كمية النقد المعروض بمفهومه الواسع)، الذي يعكس المستوى العام للأسعار ومدى نسبة التضخم فيها، لذا تلجأ الجزائر دوماً إلى التحكم في أدوات السياسة النقدية من خلال الناتج المحلي الإجمالي GDP.

- من خلال العلاقة الاقتصادية المتداخلة بين إجمالي الناتج المحلي GDP والعرض النقدي M2، ارتأينا إلى قياسها من خلال الإجابة عن التساؤل التالي:

ما مدى ارتباط إجمالي الناتج المحلي GDP مع العرض النقدي الموسع M2 في الجزائر خلال الفترة 1964-2013؟
وعليه، جَزَأْنَا العمل إلى العناصر التالية: 1- بعض الدراسات السابقة في الموضوع؛ 2- التحليل الإحصائي لمتغيرات الدراسة؛ 3- دراسة استقرارية سلاسل المتغيرات؛ 4- البحث عن إمكانية وجود تقارب بين متغيرات الدراسة في المدى الطويل؛ 5- اختبار علاقة السببية فيما بينهما. وقد استعنا لهذا التحليل مجموعة من الأدوات والأساليب الإحصائية، تمثلت في الأشكال البيانية، مؤشرات التّزعة المركزية والنشتت، وكذا طريقة تحليل السلاسل الزمنية وتطبيق أسلوب التكامل المشترك.

II - الطريقة :

1- الدراسات السابقة في الموضوع: تطرقت بعض الدراسات السابقة التي بحوزتنا إلى جانب معين من علاقة إجمالي الناتج المحلي مع العرض النقدي في الاقتصاد الجزائري، نذكر منها :

أ- أثر السيولة وحيادية النقود دراسة قياسية لكل من دولة الجزائر والمغرب خلال الفترة 2001-2009، مذكرة ماجستير في علوم الاقتصادية تخصص نقود ومالية وبنوك، جامعة أبو بكر بلقايد تلمسان 2011، من إعداد بن نافلة نصيرة، حاولت الباحثة الإجابة عن التساؤل التالي هل نمو المعروض النقدي يؤدي إلى خفض معدل الفائدة وبالتالي إلى أثر للسيولة على الإقتصاد الوطني؟ - توصلت النتائج إلى أن نوعية العلاقة التي تربط بين المتغير التابع وبقية المتغيرات المستقلة هي عكسية لسعر الفائدة. وبالتالي يمكن القول بأن للسيولة أثر على الإقتصاد وليست حيادية.

ب- أثر التغير في التداول النقدي على الناتج المحلي في الإقتصادي في الجزائر خلال الفترة 1970-2005، مقال في مجلة أبحاث اقتصادية وإدارية العدد 5، السنة جوان 2009، من إعداد عبد الحق بوعتروس ومحمد دهان، حاول الباحثان : تحديد وجود وطبيعة العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي GDP وكمية النقود بمفهومه الضيق M1 والواسع M1 في الإقتصاد الجزائري خلال الفترة 1970-2005: وقد خلص البحث إلى وجود علاقة سببية في اتجاه واحد من الناتج المحلي الإجمالي GDP إلى كمية النقود بمفهومها الضيق M1 أو الواسع M2 وهو ما ينطبق مع طبيعة السياسة النقدية والسياسة الاقتصادية المنتهجة في الجزائر خلال فترة الدراسة.

ج- أثر مقاييس عرض النقد على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في عينة من الدول المتقدمة، مقال في مجلة الغري للعلوم الاقتصادية والإدارية المجلد 2، العدد 12، 2009، العراق، من إعداد عبد الحسين جليل ألبالي وسوسن كريم الجبوري، حاول الباحثان دراسة الأثر الذي يتركه عرض النقد على بعض متغيرات الاقتصاد الكلي، والمتمثلة في الناتج المحلي الإجمالي، وسعر الفائدة، والمستوى العام للأسعار، والميزان التجاري، وميزان المدفوعات الكلي، وصافي الموازنة الحكومية، والإنفاق الحكومي، والبطالة، وسعر الصرف الأجنبي في عينة من الدول المتقدمة؛ كانت النتائج أن مقياس صافي العملة في التداول هو أكثر مقاييس عرض النقود تأثيراً على المتغيرات الاقتصادية الكلية في أسبانيا، حيث تبين من النتائج أن مقياس عرض النقود بمعناه الواسع M_2 والأوسع M_3 لم يكن لهما تأثيراً فاعلاً على أي متغير اقتصادي، إضافة إلى ذلك إن مقياس عرض النقود الضيق M_1 لم يكن له تأثير واضح سوى على الناتج المحلي الإجمالي، أما مقياس صافي العملة في التداول فقد كان تأثيره واضحاً وفعالاً على كل من سعر الفائدة ومستوى الأسعار وصافي الموازنة الحكومية والإنفاق الحكومي والبطالة،

د- عرض النقد في عُمان والعوامل المؤثرة فيه خلال الفترة 1974-2003، مقال في مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية المجلد 23، العدد 02، ديسمبر 2007، كلية إدارة المال والأعمال، جامعة آل البيت، الإمارات، من إعداد هيل عجمي جميل الجنابي، حاول الباحث دراسة عرض النقد ومكوناته والعوامل المؤثرة فيه في عُمان للفترة 1974-2003؛ دلت المؤشرات النقدية على انخفاض عرض النقد بالمعنى الضيق إلى الناتج المحلي الإجمالي، ودلت نتائج التحليل القياسي إن هناك علاقة ايجابية بين عرض النقد والناتج المحلي الإجمالي والعجز بالموازنة والاحتياطيات الدولية وكذلك الصادرات النفطية التي ارتبطت بعلاقة أوثق مع عرض النقد بالمعنى الواسع.

2- المنهج المستخدم: - نبحت في هذا العمل على أثر إجمالي الناتج المحلي GDP على العرض النقدي M_2 في الجزائر خلال الفترة 1964-2015، التي تمثل خمسون مشاهدة (52) وهي كافية للتحليل الإحصائي للجزائر، بياناتها مأخوذة من CD-ROM للبنك العالمي للمعطيات (ديسمبر 2016).

- نبدأ أولاً بقياس درجة تجانس قيم المتغيرات محل الدراسة بالاعتماد على المقاييس الوصفية أهمها معامل الاختلاف؛
- في الخطوة الثانية نطبق أسلوب اللوغاريتم كأحد الأساليب الرياضية للتقليل من تضخم القيم بسبب ثقلها العنيف؛
- نصل إلى مرحلة الكشف عن استقرارية سلاسل المتغيرات محل الدراسة باستخدام اختبارات الجذر الوحدية؛
- في نهاية الدراسة حاولنا تفسير العلاقة التي ترتبط بين GDP و M_2 للجزائر في نموذج تصحيح الخطأ :

III- النتائج ومناقشتها :

1- التحليل الإحصائي لمتغيرات الدراسة الخام: نتعرف على طبيعة المتغيرات الخام محل الدراسة، من الجدول (1) لدينا:

1-1- المتغيرة GDP: يتبين من قيم هذه المتغيرة خلال فترة الدراسة أنها محصورة بين أقل قيمة $1.44E+10$ مسجلة سنة 1964 وأعلى قيمة $1.72E+13$ مسجلة سنة 2014 في مدى يبلغ $1.72E+13$ يعكس هذا الفارق الكبير بين القيمتين الحديثتين، وبمتوسط بلغ $3.58E+12$ مع وسيط قدر $4.90E+11$ ($\bar{X} > Me$) أي أن بيان القيم ملتو نحو اليمين فهو غير طبيعي، وبلغت قيمة الانحراف المعياري $5.26E+12$ أي بعامل اختلاف 146.93% الذي يعكس التقلب العنيف لقيم GDP بسبب تضخم قيمها، وهذا ما يؤكد مقدار معامل اختلاف الوسيط 1074.32% .

2-1- المتغيرة M_2 : قيمها محصورة بين أقل قيمة $4.77E+09$ مسجلة سنة 1964 وأعلى قيمة $1.37E+13$ مسجلة سنة 2015 في مدى يبلغ $1.37E+13$ يعكس الفارق الكبير بين القيمتين الحديثتين، بمتوسط بلغ $2.34E+12$ وبوسيط قدر $3.26E+11$ ($\bar{X} > Me$) أي أن بيان القيم ملتو نحو اليمين فهو غير طبيعي كسابقه، وبلغت قيمة الانحراف المعياري $3.83E+12$ أي بعامل اختلاف 163.64% الذي يعكس التقلب العنيف لقيم M_2 بسبب تضخم القيم، وهذا ما يؤكد مقدار معامل اختلاف الوسيط 1174.82% .

نتيجة: اتسمت متغيرات الدراسة GDP و M_2 بعدم تجانس قيمها، بسبب ثقلها العنيف خلال فترة الدراسة نظراً لتضخم قيمها، وللتقليل من هذا التضخم نستخدم إحدى الطرق الرياضية منها: اللوغاريتم الطبيعي، الجذر التربيعي، معدل النمو، النسبة المئوية للمجموع، ... سنعمد طريقة اللوغاريتم لأنها أكثر استخداماً ولأن القيم الخام لمتغيرات الدراسة جميعها قيم موجبة.

2- التحليل الإحصائي للمتغيرات الجديدة: نحاول معرفة مدى تجانس لوغاريتم متغيرات محل الدراسة، من الجدول (2):

1-2- المتغيرة LGDP: يتبين من قيم هذه المتغيرة خلال فترة الدراسة أنها محصورة بين أقل قيمة 23.39 وأعلى قيمة 30.48 بمدى 7.09 يعكس تقارب القيمتان الحديثتان، وبمتوسط بلغ 27.11 مع وسيط قدر 26.91 ($\bar{X} \approx Me$) أي أن بيان القيم يميل إلى التماثل، وبلغت قيمة

الانحراف المعياري 2.35 أي بعامل اختلاف 8.67% الذي يؤثر على التجانس الكبير في قيم LGDP، وهذا ما يؤكد مقدار معامل اختلاف الوسيط 8,74%.

2-2- المتغيرة LM2: أصبحت الآن قيم هذه المتغيرة محصورة بين أقل قيمة 22.29 وأعلى قيمة 30.25 بمدى 7,96 يعكس تقارب القيمتين الحديتين، بمتوسط بلغ 26,54 وبوسيط قدر بـ 26,51 ($\bar{X} \approx Me$) أي أن بيان القيم متماثل، وبلغت قيمة الانحراف المعياري 2,42 أي بعامل اختلاف 9.13% الذي يعكس تجانس قيم LM2، وهذا ما يؤكد مقدار معامل اختلاف الوسيط 9.14%.

نتيجة: تبين لنا أن المتغيرات LGDP و LM2 اتسمت قيمها الجديدة بالتجانس بعد استخدام أسلوب اللوغاريتم النييري على قيمها (قيمة معامل الاختلاف لجميع المتغيرات أقل من 15%) .
- بهذه النتيجة نحاول دراسة استقرارية سلاسل هذه المتغيرات.

3- **دراسة استقرارية سلاسل المتغيرات:** تستقر السلسلة الزمنية إذا تذبذبت قيمها حول وسط حسابي ثابت، وتباين مستقل عن الزمن⁴. للقيام بهذا الاختبار قسمنا السلسلة الزمنية إلى فترات متساوية، هنا قسمناها اختياريًا إلى أربع فترات متساوية (1964-1976؛ 1977-1989؛ 1990-2002؛ 2003-2015) ونقارن المتوسط الحسابي وتتبع حالة التباين لكل فترة. هذا بالنسبة للاختبارات الكيفية. ولاختبار استقرارية السلسلة الزمنية نستخدم الاختبارات الكمية المبنية في اختبارات ديكي- فولر الموسع (ADF)⁵ لتوضيح صفة الاستقرار أو عدم الاستقرار لسلسلة زمنية، وهذا عن طريق تحديد اتجاه محدد Déterministe أو اتجاه عشوائي Stochastique⁶. إذا افترضنا أن نموذج السلسلة الزمنية صيغته من الشكل AR(1): $Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$ ، فيكون لـ ϕ ثلاث حالات:⁷

- * $|\phi| < 1$: السلسلة Y_t مستقرة، والملاحظات الحالية لها وزن أكبر من المشاهدات الماضية.
- * $|\phi| = 1$: السلسلة Y_t غير مستقرة، والملاحظات الحالية لها وزن نفس المشاهدات الماضية.
- * $|\phi| > 1$: السلسلة Y_t غير مستقرة، والملاحظات الحالية لها وزن أقل من المشاهدات الماضية.

فتكون صياغة فرضية الاختبار كالتالي:

الفرضية الصفرية: $H_0: \phi = 1$ ، إذا كانت $|\tau_c| < |\tau_t|$ ، تكون السلسلة الزمنية غير مستقرة.
الفرضية البديلة: $H_1: \phi \neq 1$ ، إذا كانت $|\tau_c| > |\tau_t|$ ، يكون القرار استقرار السلسلة الزمنية.

ونماذج اختبار ديكي- فولر الموسع الثلاثة هي:⁸

$$\begin{cases} \Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=1}^p \phi_{j+1} \Delta Y_{t-j} + \mu_t \dots \dots \dots 04 \\ \Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=1}^p \phi_{j+1} \Delta Y_{t-j} + c + \mu_t \dots \dots \dots 05 \\ \Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=1}^p \phi_{j+1} \Delta Y_{t-j} + bt + c + \mu_t \dots \dots \dots 06 \end{cases}$$

حيث يمثل p فترة التأخر وتحدد بأقل قيمة للمعايير: Akaike (AC)، Hannan-Quinn (HQ)، Schwarz (SC)، يتيح لنا الجدول (3):

3-1- المتغيرة LGDP: دلت نتائج اختبارات الكيفية على قبول الفرض الصفري ($H_0: \bar{X}_1 = \bar{X}_2 = \bar{X}_3$) لأن: ($Sig = 0.185 > 0.05$). أي يوجد تجانس في المتوسط الحسابي للسلسلة خلال فترة الدراسة.
لكن حسب اختبار ANOVA تم رفض الفرض الصفري ($H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2$) وقبول الفرض البديل ($H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \sigma_3^2$) لأن: ($Sig = 0.000 < 0.05$)، أي عدم تجانس التباين للسلسلة خلال فترة الدراسة.
أما اختبار ADF فكانت درجة التأخير حسب أقل قيمة لمعايير المفاضلة توافق $\rho = 1$ ، وتم قبول الفرضية الصفرية: $H_0: \phi = 1$ ، فالسلسلة الزمنية LGDP تحتوي على جذر الوحدة إذا غير مستقرة، وهي من النوع DS بدون مشتق ($b=0, c=0; \phi=1$).

2-3- المتغيرة LM2: كذلك دلت نتائج اختبارات الكيفية على قبول الفرض الصفري ($H_0: \bar{X}_1 = \bar{X}_2 = \bar{X}_3$) لأن: ($Sig = 0.688 > 0.05$). أي يوجد تجانس في المتوسط الحسابي للسلسلة خلال فترة الدراسة. لكن حسب اختبار ANOVA تم رفض الفرض الصفري ($H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2$) وقبول الفرض البديل ($H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \sigma_3^2$) لأن: ($Sig = 0.000 < 0.05$). أي عدم تجانس التباين للسلسلة خلال فترة الدراسة. وحسب اختبار ADF كانت درجة التأخير حسب أقل قيمة لمعايير المفاضلة توافق $\rho = 1$ ، كانت نتائج الاختبارات قبول الفرضية الصفرية: $H_0: \phi = 1$ ، فالسلسلة الزمنية LM2 تحتوي على جذر الوحدة وعلى مركبة الاتجاه العام فهي إذا غير مستقرة، وهي من النوع DS بدون مشتقة ($\phi = 1, c = 0, b = 0$).

نتيجة: تُبين لنا نتائج الاختبار الكيفية والكمية (ADF) قبول الفرضية $H_0: \phi = 1$ التي تنص على وجود جذر الوحدة $\phi = 1$ في السلاسل الزمنية، أي أن جميع السلاسل الزمنية غير مستقرة عند مستوى المعنوية 5%.

4- إزالة حالة عدم الاستقرار من السلاسل الزمنية:

توصلت نتائج الاختبار السابق إلى عدم استقرار السلاسل الزمنية، وأحسن طريقة عملية لإزالة حالة عدم الاستقرار هي إجراء الفروقات من الدرجة الأولى أو من الدرجة الثانية حسب نتائج الاختبارات الإحصائية، ويكون الشكل الجديد للسلاسل الزمنية $D(Y_t)$ ، حيث: $D(Y_t) = Y_t - Y_{t-1}$ ، ونعيد إجراء الاختبارات الإحصائية السابقة، ومن الجدول (4) لدينا:

1-4- المتغيرة DLGDP: فقدت السلسلة الزمنية مشاهدة واحدة بعد تطبيق الفروقات من الدرجة الأولى لتصبح 51 مشاهدة، ومن تتبع بيان السلسلة نلاحظ أنه أخذ شكلا موازيا لمحور الفواصل، مما يدل على غياب مشكلة الاتجاه العام.

دلت نتائج الاختبارات الكيفية على قبول الفرض الصفري ($H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2$) ($H_0: \bar{X}_1 = \bar{X}_2 = \bar{X}_3$) لأن: ($Sig = 0.516 \wedge 0.254 > 0.05$). أي يوجد تجانس في المتوسط الحسابي للسلسلة وتباينها ثابت عبر الزمن. ومن نتائج الاختبارات الكمية الاستقرارية تم رفض الفرضية الصفرية: $H_0: \phi = 1$ ، وقبول الفرضية البديلة $H_1: \phi \neq 1$ التي تنص على خلو السلسلة من جذر الوحدة، تكون بذلك السلسلة الزمنية DLGDP مستقرة.

2-4- المتغيرة DLM2: بعد تطبيق الفروقات من الدرجة الأولى فقدت السلسلة الزمنية مشاهدة واحدة لتصبح 51 مشاهدة، ومن تتبع بيان السلسلة نلاحظ أنه أخذ شكلا موازيا لمحور الفواصل، مما يدل على غياب مشكلة الاتجاه العام.

بينت نتائج الاختبارات الكيفية على قبول الفرض الصفري ($H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2$) ($H_0: \bar{X}_1 = \bar{X}_2 = \bar{X}_3$) لأن: ($Sig = 0.561 \wedge 0.197 > 0.05$). أي يوجد تجانس في المتوسط الحسابي للسلسلة ولها تباين ثابت عبر الزمن. ومن نتائج الاختبارات الكمية الاستقرارية تم رفض الفرضية الصفرية: $H_0: \phi = 1$ ، وقبول الفرضية البديلة $H_1: \phi \neq 1$ التي تنص على خلو السلسلة من جذر الوحدة، تكون بذلك السلسلة الزمنية DLM2 مستقرة.

نتيجة: بينت لنا نتائج الاختبارات الكيفية والكمية لاختبار جذر الوحدة (ADF) المطبقة على الفروقات من الدرجة الأولى للسلاسل الزمنية محل الدراسة، تم رفض الفرضية الصفرية: $H_0: \phi = 1$ ، وقبول الفرضية البديلة $H_1: \phi \neq 1$ التي تنص على استقرار المتغيرات: LM2، LGDP، عند هذا المستوى $I(1)$.

بما أن المتغيرات محل الدراسة مستقرة في نفس المستوى، يعني إمكانية تكاملها تكاملا مشتركاً في المدى الطويل، وللتأكد من هذا نجري اختبارات التكامل المشترك بينها.

5- اختبار التكامل المشترك:

على ضوء نتائج اختبارات الاستقرار السابقة، تبين أن جميع المتغيرات متكاملة في نفس الدرجة أي أنها غير ساكنة في مستواها الأصلي $I(0)$ ولكنها ساكنة في الفرق الأول أو الثاني، لذا هي ستقارب في المدى الطويل وهذا ما يسمى التكامل المشترك وتتركز نظرية التكامل المشترك على تحليل السلاسل الزمنية غير الساكنة لتوليد مزيج خطي يتصف بالسكون في المدى الطويل.

نستخدم اختبار جوهانسن-جسليس⁹، ويشترط تطبيق هذا الاختبار تماثل درجة استقرار المتغيرات المدروسة، وقد وجدنا سابقا جميع المتغيرات استقرت في المستوى الأول $I(1)$ ، ويتطلب قبل إجراء الاختبار (J-) تحديد فترات التباطؤ (p)، من خلال أقل قيمة لمعايير المفاضلة FPE، AIC، SC، HQ، الموجودة في تقدير النموذج (VAR).

1-5- تحديد رتبة التأخير: دلت نتائج تحديد فترة التأخير على أن قيمة فترة التباطؤ $\rho = 1$ ، حسب نتائج اختبار (J-) يوجد متجه وحيد للتكامل المشترك بين إجمالي الناتج المحلي LGDP والعرض النقدي LM2، حسب نتائج الجدول (4).

2-5- نتائج اختبار التكامل المشترك

- نتائج اختبار الأثر: من خلال نتائج هذا الاختبار الموضحة في الجدول (4)، لا يمكن رفض فرضية العدم H_0 التي ينص على وجود متجه وحيد عند مستوى دلالة 5%، حيث نلاحظ أن قيمة عند λ_{trace} القيمة الذاتية الثانية (12.28) أكبر من القيمة المجدولة (3.84)، وعليه يتم الإقرار بوجود على الأكثر متجهان للتكامل المشترك بين متغيرات الدراسة.

- نتائج اختبار القيمة الذاتية القصوى: من خلال هذه النتائج نلاحظ أن القيمة المحسوبة لمعدل الإمكانية العظمى الثانية (12.28) أكبر من القيمة المجدولة (3.84) مما يدل على رفض فرضية العدم H_0 وقبول الفرض البديل H_1 الذي يقر بوجود متجهان للتكامل المشترك (علاقة توازنية طويلة الأجل) عند مستوى دلالة 5%.

- اختبار سببية غرانجر: عند فترة التأخر 2 يبين اختبار السببية على وجود سببية في اتجاه واحد من المتغيرة GDP نحو المتغيرة LM2 لأن: $(Sig = 0.028 < 0.05)$ رفض الفرض الصفري H_0 وقبول الفرض البديل H_1 الذي ينص على وجود العلاقة الاقتصادية التالية

$$GDP \longrightarrow LM2$$

6- نماذج تصحيح الخطأ (ECM):

تتجه المتغيرات الاقتصادية المتصفة بالتكامل المشترك في المدى الطويل نحو الاستقرار أو ما يسمى بوضع التوازن، وبسبب بعض التغيرات الطارئة ينحرف وضع المتغيرات مؤقتا عن مساره، ولهذا يستخدم نموذج تصحيح الخطأ من أجل التوفيق بين السلوكين طويل وقصير الأجل للعلاقات الاقتصادية.

يعبر نموذج تصحيح الخطأ عن مسار تعديلي يسمح بإدخال التغيرات الناتجة في المدى القصير في علاقة المدى الطويل.¹⁰ نستخدم أسلوب انجل-غرانجر (E-G) لأنه يعتمد على سلسلتين زمنيتين، من الجدول (6) لدينا:

1-6- نموذج الناتج المحلي LGDP

$$D(LGDP) = -0.074 \times RESID(-1) + 0.328 \times D(LGDP(-1)) - 0.234 \times D(LM2(-1)) + 0.130$$

$$\begin{matrix} (-1.135) & (2.206) & (-1.221) & (3.535) \end{matrix}$$

$$n = 50 \quad R^2 = 11.48\% \quad F_C = 1.98 \quad (.) : t - student$$

التحليل الإحصائي

- بلغت قيمة معامل التصحيح $\alpha = -0.074$ وهو سالب الإشارة وأقل من الواحد الصحيح، يتوافق هذا مع النظرية الاقتصادية، ويتم التصحيح $\left(\frac{1}{0.074} = 13.50\right)$ مرة كل 13 سنة ونصف السنة. يكون أول تصحيح سنة 1977، وثاني تصحيح يكون سنة 1991 وهكذا؛
- مقدرة معامل التصحيح ليس لها معنى إحصائي لأن: $t_{\text{calcul}} = 1.135 < t_{\text{table}}^{0.05} = 2.01$ ، يدل هذا على عدم وجود سببية في المدى الطويل من M2 نحو GDP؛
- مقدرة الناتج المحلي المبطن D(LGDP(-1)) لها معنوية إحصائية لأن: $t_{\text{calcul}} = 2.206 > t_{\text{table}}^{0.05} = 2.01$ ؛
- العرض النقدي المبطن D(LM2(-1)) في المدى القصير ليس لها معنوية إحصائية لأن: $t_{\text{calcul}} = 1.22 < t_{\text{table}}^{0.05} = 2.01$ ؛
- أما معلمة الثابت فلها دلالة إحصائية لأن: $t_{\text{calcul}} = 3.535 > t_{\text{table}}^{0.05} = 2.01$ ؛
- بلغت قيمة فيشر $F_{\text{calcul}} = 1.98 < F_{\text{table}}^{0.05} = 2.57$ ، تدل على عدم معنوية النموذج ككل. بذلك لا توجد سببية في المدى القصير من M2 نحو GDP.
- وصلت نسبة تفسير النموذج إلى حد ضعيف 11.48%.

تشخيص النموذج:

- من مقارنة بيان السلسلتين الأصلية والمقدرة يمكننا ملاحظة التطابق شبه التام بين منحني السلسلة الأصلية (Actual) ومنحني السلسلة المقدرة (Fitted)، تعطينا هذه النتيجة فكرة عن دقة النموذج المقدر:

- عند تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي، جل القيم تقع داخل مجال الثقة المقدر $\pm 0.277 = \pm 1.96 \sqrt{1/50}$ ، تظهر من اختبار

Ljung-Box للدراسة الكلية لمعنوية معاملات دالة الارتباط الذاتي P_k ، $Q_c = 14.012 < Q_t = 31.410$ ، نقبل بهذا الفرض الصفري $(H_0: P_k=0)$ القائل بأن معاملات دالة الارتباط الذاتي لا تختلف معنويًا عن الصفر، أي خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء:

- يُبين إختبار التوزيع الطبيعي للبواقي لتناظر القيم: $t_t = t_{49}^{0.05} = 2.01 > t_t = 1.09 < t_c = v_1 = \frac{|\beta_1^{1/2} - 0|}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{|0.3777 - 0|}{\sqrt{\frac{6}{50}}}$ ، بذلك

نقبل الفرض $(H_0 : v_1 = 0)$ لتكون سلسلة البواقي متناظرة، وحسب اختبار التسطح Kurtosis:

بذلك نقبل الفرض $(H_0 : v_2 = 0)$ لتكون سلسلة البواقي طبيعية التسطح. $v_2 = \frac{|\beta_2 - 3|}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{|4.401 - 3|}{\sqrt{\frac{24}{50}}} = 2.0 < t_t = t_{49}^{0.05} = 2.01$

- أما إختبار جاك - بيرا (Jarque-Berra) للتوزيع الطبيعي، فمن نفس الملحق نقبل فرضية التوزيع الطبيعي $(H_0 : S = 0)$ ، لأن $JB = 5.28 < \chi_{0.05}^2 = 5.99$ ، أي أن قيم البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.

- للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء نستخدم اختبار Breuseh-Godfrey: $nR^2 = 0.707 < \chi_{(2, 5\%)}^2 = 5.99$ ، فيكون

القرار قبول الفرض الصفري H_0 : الذي ينص على عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي من الرتبة $m=2$ ويؤكدتها إختبار فيشر حيث $F_t = F_{(m, n-k)}^{\alpha\%} = F_{(2, 44)}^{5\%} = 3.21 > F_c = 0.731$

- حسب اختبار Breusch-Pagan لمشكلة عدم تجانس التباين لدينا $nR^2 = 3.04 < \chi_{(2, 5\%)}^2 = 5.99$ ويؤكدتها إختبار White حيث:

$nR^2 = 4.83 < \chi_{(9, 5\%)}^2 = 16.92$ (Prob = 0.848 > 0.05) فيكون القرار لا توجد مشكلة عدم تجانس التباين:

- لاختبار مدى ثبات النموذج تم استخدام اختبار مجموع المربعات التراكمي CUSUM of Squares وأتضح أن النموذج يتصف بالثبات.

2-6- نموذج العرض النقدي LM2

$$\begin{array}{cccc} D(LM2) = -0.101 \times RESID(-1) + 0.122 \times D(LGDP(-1)) - 0.142 \times D(LM2(-1)) + 0.027 & & & \\ (-2.127) & (1.102) & (0.800) & (4.456) \\ n = 50 & R^2 = 14.75\% & F_c = 2.86 & (.) : t - student \end{array}$$

التحليل الإحصائي

- بلغت قيمة معامل التصحيح $\alpha = -0.101$ وهو سالب الإشارة وأقل من الواحد الصحيح، يتوافق هذا مع النظرية الاقتصادية، ويتم التصحيح $(\frac{1}{0.101} \approx 9.901)$ مرة كل 10 سنوات يكون أول تصحيح سنة 1973، وثاني تصحيح يكون سنة 1993 وهكذا:

- مقدرة معامل التصحيح لها معنى إحصائي لأن: $|t_{\text{calcul}} = 2.127| > t_{\text{table}} = t_{49}^{0.05} = 2.01$ ، يدل هذا على وجود سببية في المدى الطويل من GDP نحو M2:

- مقدرة الناتج المحلي المبطأة D(LGDP(-1)) في المدى القصير ليس لها معنوية إحصائية لأن: $|t_{\text{cal}} = 1.102| < t_{\text{tab}} = t_{49}^{0.05} = 2.01$

- مقدرة العرض النقدي المبطأة D(LM2(-1)) في المدى القصير ليس لها معنوية إحصائية لأن: $|t_{\text{tab}} = t_{49}^{0.05} = 2.01| > |t_{\text{cal}} = 0.800|$

- أما معلمة الثابت فلها دلالة إحصائية لأن: $|t_{\text{calcul}} = 4.456| > t_{\text{table}} = t_{49}^{0.05} = 2.01$

- بلغت قيمة فيشر $F_{\text{calcul}} = 2.86 < F_{\text{table}} = F_{3;46}^{0.05} = 2.57$ ، تدل على معنوية النموذج ككل، بذلك توجد سببية في المدى القصير من GDP نحو M2 .
- وصلت نسبة تفسير النموذج إلى حد نسبي 14.75%.

تشخيص النموذج:

- من مقارنة بيان السلسلتين الأصلية والمقدرة يمكننا ملاحظة التطابق شبه التام بين منحنى السلسلة الأصلية (Actual) ومنحنى السلسلة المقدر (Fitted)، تعطينا هذه النتيجة فكرة عن دقة النموذج المقدر؛

- عند تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي، جل القيم تقع داخل مجال الثقة المقدر $\pm 1.96\sqrt{1/50} = \pm 0.277$ ، تظهر من اختبار

Ljung-Box للدراسة الكلية لمعنوية معاملات دالة الارتباط الذاتي P_k ، $Q_c = 14.998 < Q_t = 31.410$ ، نقبل بهذا الفرض الصفري $(H_0: P_k=0)$ القائل بأن معاملات دالة الارتباط الذاتي لا تختلف معنوياً عن الصفر، أي خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء؛

- يُبين إختبار التوزيع الطبيعي للبواقي لتناظر القيم: $t_c = t_{49}^{0.05} = 2.01 > t_t = 1.67$ ، $t_c = v_1 = \frac{|\beta_1^{1/2} - 0|}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{|0.58 - 0|}{\sqrt{\frac{6}{50}}} = 1.67$ ، بذلك نقبل

الفرض $(H_0: v_1=0)$ لتكون سلسلة البواقي متناظرة، وحسب اختبار التسطح Kurtosis:

، $v_2 = \frac{|\beta_2 - 3|}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{|3.36 - 3|}{\sqrt{\frac{24}{50}}} = 0.52 < t_t = t_{49}^{0.05} = 2.01$ ، بذلك نقبل الفرض $(H_0: v_2=0)$ لتكون سلسلة البواقي طبيعية التسطح.

- أما إختبار جاك - بيررا (Jarque-Berra) للتوزيع الطبيعي، فمن نفس الملحق نقبل فرضية التوزيع الطبيعي $(H_0: S=0)$ ، لأن $S = v_1^2 + v_2^2 = 1.67^2 + 0.52^2 = JB = 3.083 < \chi_{0.05}^2 = 5.99$ ، أي أن قيم البواقي تتبع التوزيع الطبيعي .

- للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء نستخدم اختبار Breuseh-Godfrey: $nR^2 = 1.03 < \chi_{(2, 5\%)}^2 = 5.99$ ، فيكون

القرار قبول الفرض الصفري H_0 : الذي ينص على عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي من الرتبة $m=2$ ويؤكدتها اختبار فيشر حيث $F_t = F_{(m,n-k)}^{\alpha\%} = F_{(2,44)}^{5\%} = 3.21 > F_c = 0.46$ ؛

- حسب اختبار Breusch-Pagan لمشكلة عدم تجانس التباين لدينا $nR^2 = 5.13 < \chi_{(2, 5\%)}^2 = 5.99$ ويؤكدتها اختبار White حيث:

$nR^2 = 9.63 < \chi_{(9, 5\%)}^2 = 16.92$ (Prob = 0.381 > 0.05) فيكون القرار لا توجد مشكلة عدم تجانس التباين؛

- لاختبار مدى ثبات النموذج تم استخدام اختبار مجموع المربعات التراكمي CUSUM of Squares وأتضح أن النموذج يتصف بالثبات .

نتيجة:- أفضت نتائج اختبار التكامل المشترك إلى إمكانية تقارب المتغيرتين GDP وM2 في المدى الطويل، وحسب نموذج تصحيح الخطأ وجدنا سببية في المدى الطويل والمدى القصير وهي في اتجاه واحد من GDP نحو M2.

IV- الخلاصة :

من خلال نتائج التحليل الإحصائي المتبع على متغيرات الدراسة وجدنا أن :

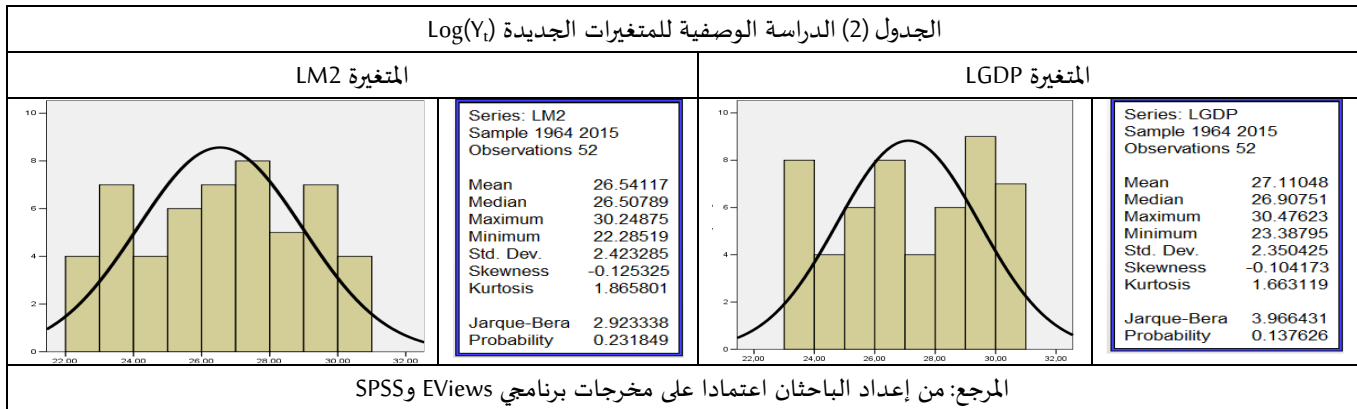
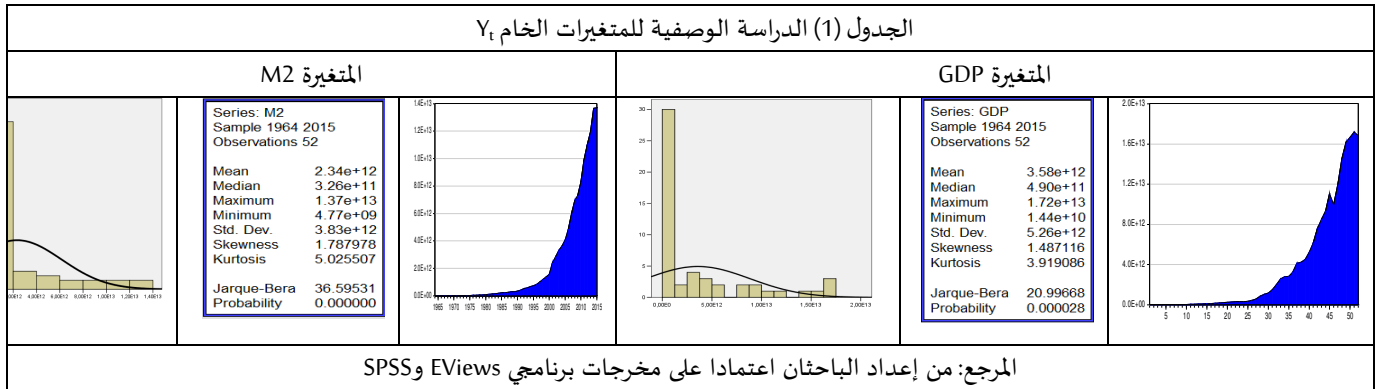
- 1- جُل قيم متغيرات الدراسة الخام Y_t اتسمت بالتقلبات العنيفة، بسبب تضخمها خلال فترة الدراسة؛
- 2- حاولنا التقليل من هذا التقلب فاستخدمنا أسلوب اللوغاريتم النيبري LY_t على متغيرات الدراسة الخام، فكانت نتائج المتغيرات الجديدة متجانسة بشكل كبير، حيث انعكست على قيم معامل الاختلاف (CV = 8.74, 9.14, < 15%) ؛
- 3- وجدنا جميع سلاسل المتغيرات غير مستقرة في مستواه الأصلي $I(0)$ ، ومستقرة في الفروقات من الدرجة الأولى $I(1)$ ؛
- 4- حسب اختبار التكامل المشترك توصلنا إلى إمكانية وجود تقارب بين متغيرات الدراسة في المدى الطويل؛

5- من خلال نماذج تصحيح الخطأ تحصلنا على وجود تأثير في المدى القصير وال المدى الطويل من الناتج المحلي الإجمالي LGDP إلى العرض النقدي LM2 في الجزائر.

6- نموذج العرض النقدي LM2 هو الأقرب إلى القبول حسب نتائج تشخيص النموذج ،

7- نستنتج من هذه النتائج أن الجزائر طبقت سياسة اقتصادية خلال 50 سنة الماضية لتتحكم في عرضها النقدي M2 من خلال إجمالي الناتج المحلي GDP للمحافظة على نسبة التضخم.

- ملحق الجداول والأشكال البيانية :



الجدول (3) نتائج الاختبارات الكيفية والكمية ADF على السلاسل $\log(Y_t)$

المتغيرة LM2		المتغيرة LGDP																																																													
<p>Null Hypothesis: LM2 has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Fixed)</p> <table border="1"> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statistic</td> <td>-1.484347</td> <td>0.8219</td> </tr> <tr> <td>Test critical values:</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>1% level</td> <td>-4.152511</td> <td></td> </tr> <tr> <td>5% level</td> <td>-3.502373</td> <td></td> </tr> <tr> <td>10% level</td> <td>-3.180699</td> <td></td> </tr> </table>		t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.484347	0.8219	Test critical values:			1% level	-4.152511		5% level	-3.502373		10% level	-3.180699		<p>Test of Homogeneity of Variances</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="4">lm2</th> </tr> <tr> <th>Levene Statistic</th> <th>df1</th> <th>df2</th> <th>Sig.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>,494</td> <td>3</td> <td>48</td> <td>,688</td> </tr> </tbody> </table>	lm2				Levene Statistic	df1	df2	Sig.	,494	3	48	,688	<p>Null Hypothesis: LGDP has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Fixed)</p> <table border="1"> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statistic</td> <td>-1.152511</td> <td>0.9092</td> </tr> <tr> <td>Test critical values:</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>1% level</td> <td>-4.152511</td> <td></td> </tr> <tr> <td>5% level</td> <td>-3.502373</td> <td></td> </tr> <tr> <td>10% level</td> <td>-3.180699</td> <td></td> </tr> </table>		t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.152511	0.9092	Test critical values:			1% level	-4.152511		5% level	-3.502373		10% level	-3.180699		<p>Test of Homogeneity of Variance:</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="4">lgdp</th> </tr> <tr> <th>Levene Statistic</th> <th>df1</th> <th>df2</th> <th>Sig.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>1,673</td> <td>3</td> <td>48</td> <td>,185</td> </tr> </tbody> </table>	lgdp				Levene Statistic	df1	df2	Sig.	1,673	3	48	,185
	t-Statistic	Prob.*																																																													
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.484347	0.8219																																																													
Test critical values:																																																															
1% level	-4.152511																																																														
5% level	-3.502373																																																														
10% level	-3.180699																																																														
lm2																																																															
Levene Statistic	df1	df2	Sig.																																																												
,494	3	48	,688																																																												
	t-Statistic	Prob.*																																																													
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.152511	0.9092																																																													
Test critical values:																																																															
1% level	-4.152511																																																														
5% level	-3.502373																																																														
10% level	-3.180699																																																														
lgdp																																																															
Levene Statistic	df1	df2	Sig.																																																												
1,673	3	48	,185																																																												
<p>ANOVA</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="6">lm2</th> </tr> <tr> <th></th> <th>Sum of Squares</th> <th>df</th> <th>Mean Square</th> <th>F</th> <th>Sig.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Between Groups</td> <td>281,264</td> <td>3</td> <td>93,755</td> <td>248,668</td> <td>,000</td> </tr> <tr> <td>Within Groups</td> <td>18,097</td> <td>48</td> <td>,377</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>Total</td> <td>299,361</td> <td>51</td> <td></td> <td></td> <td></td> </tr> </tbody> </table>	lm2							Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Between Groups	281,264	3	93,755	248,668	,000	Within Groups	18,097	48	,377			Total	299,361	51				<p>ANOVA</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="6">lgdp</th> </tr> <tr> <th></th> <th>Sum of Squares</th> <th>df</th> <th>Mean Square</th> <th>F</th> <th>Sig.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Between Groups</td> <td>267,819</td> <td>3</td> <td>89,273</td> <td>307,426</td> <td>,000</td> </tr> <tr> <td>Within Groups</td> <td>13,939</td> <td>48</td> <td>,290</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td>Total</td> <td>281,757</td> <td>51</td> <td></td> <td></td> <td></td> </tr> </tbody> </table>	lgdp							Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Between Groups	267,819	3	89,273	307,426	,000	Within Groups	13,939	48	,290			Total	281,757	51					
lm2																																																															
	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.																																																										
Between Groups	281,264	3	93,755	248,668	,000																																																										
Within Groups	18,097	48	,377																																																												
Total	299,361	51																																																													
lgdp																																																															
	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.																																																										
Between Groups	267,819	3	89,273	307,426	,000																																																										
Within Groups	13,939	48	,290																																																												
Total	281,757	51																																																													

المرجع: من إعداد الباحثان

الجدول (4) اختبار التكامل المشترك واختبار السببية

نتائج اختبار الأثر والقيمة الذاتية القصوى					تحديد فترة التأخير ρ								
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ		
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**	0	-100.3222	NA	0.243579	4.263427	4.341393	4.292890		
None *	0.356066	33.85507	15.49471	0.0000	1	105.7137	386.3173*	5.38e-05*	-4.154736*	-3.920836*	-4.066345*		
At most 1 *	0.221792	12.28730	3.841466	0.0005	2	108.6879	5.328768	5.62e-05	-4.111994	-3.722161	-3.964676		
					3	109.2844	1.019025	6.50e-05	-3.970182	-3.424415	-3.763936		
					4	110.4407	1.879038	7.35e-05	-3.851696	-3.149995	-3.586522		
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					Lags: 2								
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**	Null Hypothesis:		Obs	F-Statistic	Prob.				
None *	0.356066	21.56778	14.26460	0.0030	LM2 does not Granger Cause LGDP		50	1.34809	0.2700				
At most 1 *	0.221792	12.28730	3.841466	0.0005	LGDP does not Granger Cause LM2			3.87364	0.0280				

المرجع: من إعداد الباحثان اعتمادا على مخرجات برنامج EViews

الجدول (5) اختبار التكامل المشترك

نموذج DLM2					نموذج DLGDP				
Dependent Variable: D(LM2) Method: Least Squares Date: 12/04/16 Time: 18:37 Sample (adjusted): 1966 2015 Included observations: 50 after adjustments					Dependent Variable: D(LGDP) Method: Least Squares Date: 12/04/16 Time: 16:57 Sample (adjusted): 1966 2015 Included observations: 50 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
E2(-1)	-0.100901	0.047420	-2.127820	0.0387	E1(-1)	-0.073990	0.065195	-1.134914	0.2623
D(LGDP(-1))	0.121674	0.110419	1.101929	0.2762	D(LGDP(-1))	0.328155	0.148721	2.206512	0.0324
D(LM2(-1))	0.114043	0.142431	0.800686	0.4274	D(LM2(-1))	-0.234657	0.192209	-1.220846	0.2284
C	0.122117	0.027404	4.456108	0.0001	C	0.130405	0.036884	3.535501	0.0009
R-squared	0.157543	Mean dependent var	0.157205		R-squared	0.114834	Mean dependent var	0.139786	
Adjusted R-squared	0.102601	S.D. dependent var	0.078675		Adjusted R-squared	0.057105	S.D. dependent var	0.103542	
S.E. of regression	0.074530	Akaike info criterion	-2.278607		S.E. of regression	0.100542	Akaike info criterion	-1.679867	
Sum squared resid	0.255518	Schwarz criterion	-2.125645		Sum squared resid	0.464998	Schwarz criterion	-1.526906	
Log likelihood	60.96517	Hannan-Quinn criter.	-2.220358		Log likelihood	45.99668	Hannan-Quinn criter.	-1.621619	
F-statistic	2.867407	Durbin-Watson stat	1.994735		F-statistic	1.989212	Durbin-Watson stat	1.937054	
Prob(F-statistic)	0.046643				Prob(F-statistic)	0.128767			

المرجع: من إعداد الباحثان اعتمادا على مخرجات برنامج EViews

الإحالات والمراجع:

- 1- البنك العالمي للبيانات على الويب <http://data.worldbank.org/country/algeria> ، تاريخ الاطلاع 2016/12/04.
- 2- معامل الاختلاف (COEFF. DE VARIATION) = (الانحراف المعياري للسلسلة/المتوسط الحسابي) * 100 وكلما قلَّت قيمته عن 15% كلما دل ذلك على تجانس قيم المتغيرة، لمزيد من الإطلاع أنظر في هذا :
Gérald Baillargeon , Probabilites Statistique et technique de Regression, les editions SMG, Québec Canada, 1989, PP 31-32.
- 3- معامل اختلاف الوسيط = (الانحراف المعياري للسلسلة/الوسيط الحسابي) * 100 يؤكد نتيجة معامل اختلاف المتوسط.
- 4 -Melard Guy, (1991), Méthodes de prévision à court terme, Edition Ellipses, Bruxelles, P282.
- 5- عبد القادر محمد عبد القادر عطية. (2004) ، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، الإسكندرية، مصر، ص 657.
- 6- صحراوي سعيد، (2010) ، محددات سعر الصرف: دراسة قياسية لنظرية تعادل القوة الشرائية والنموذج النقدي في الجزائر. مذكرة ماجستير غير منشورة، قسم العلوم الاقتصادية تخصص مالية دولية، جامعة تلمسان، الجزائر، ص 150.
- 7- جنيدي مراد، (2006)، دراسة تحليلية قياسية لظاهرة الإدخار في الجزائر «VAR» باستعمال أشعة الإنحدار الذاتي (1970-2004)، مذكرة ماجستير غير منشورة، قسم العلوم الاقتصادية تخصص اقتصاد كمي، جامعة الجزائر، ص 121.
- 8-Régis Bourbonnais, (2005), Econométri, 6^e édition, Dound, Paris, P-P 231-232.
- 9 -Johansen,S – Juselius ,K, (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-integration With Applications to the Demand For Money , Edition Ellipses, Bruxelles, P-P 169-210.
- 10- عبد الجليل هجيرة. (2012) ، أثر تغيرات سعر الصرف على الميزان التجاري – دراسة حالة الجزائر-، مذكرة ماجستير غير منشورة، العلوم الاقتصادية، تخصص مالية دولية، جامعة تلمسان، الجزائر ، ص 164.