في إطار الملتقي العلمي الدولي الافتراضي حول:

تطبيقات النماذج والطرق الكمية الحديثة في إدارة الأعمال

ما بين الواقع، التحديات، ومزايا التطبيقات

بكلية العلوم التجارية والاقتصادية وعلوم التسيير

–جامعة الدكتور يحي فارس –المدية–

مداخلة بعنوان: منهجية نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (**ARDL**)

لدراسة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية

(تأثير الكتلة النقدية والأنفاق العام على معدل التضخم في الجزائر خلال الفترة **2000–2020** مثالا).

محور المشاركة في الملتقى:(المحور الرابع: تطبيقات الأساليب الكمية الحديثة في إدارة الأعمال الدولية).

من إعداد:


**– د. مروان حايد.**

**– أستاذ محاضر أ–**

– بكلية العلوم التجارية والاقتصادية وعلوم التسيير–

**– جامعة الجيلالي بونعامة –خميس مليانة–**

**– البريد الإلكتروني: m.haid@univ-dbkm.dz**

**– رقم الهاتف:0773520500**

**– د. جودي بوعمرة**

**– أستاذ محاضر ب–**

– بكلية العلوم التجارية والاقتصادية وعلوم التسيير–

**– جامعة الدكتور يحي فارس –المدية –**

**– البريد الإلكتروني: bouamra026@yahoo.fr**

**– رقم الهاتف: 0664515724**

## ملخص المداخلة:

**ملخص:** سنحاول من خلال مداخلتنا إظهار أهمية نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL في دراسة المتغيرات الاقتصادية الكلية حيث يعتبر هذا النموذج مزيجا من أنموذجين النموذج توزيع الإبطاء Distributed- Lag Model والنموذج الانحدار الذاتي model Autoregressive ، كما تبين إن منهجية ARDL تعطي تقديرات كفؤة Efficient وغير متحيزة، وتسمح بتحديد قيم حرجة للاختبارات المستخدمة وان نموذج ARDL يسمح بأن تكون المتغيرات التفسيرية في النموذج بفترات تباطؤ زمني مختلفة وهذه الحالة التي لا تسمح بها بقية النماذج القياسية.

من أجل تطبيق هذا النموذج والخروج به من الجانب النظري قمنا بدراسة تجريبية من اجل قياس تأثير الإنفاق العام والكتلة النقدية على معدلات التضخم في الجزائر خلال الفترة (1990-2020)، حيث أثبتت النتائج التجريبية في إطار منهجية ARDL أن الأنفاق العمومي له تأثير موجب ومعنوي فقط على المدى الطويل على معدل التضخم أي أن من أسباب ارتفاع معدلات التضخم هو ارتفاع النفاق الحكومي حيث أدت السياسات الإنفاقية التوسعية خاصة رفع التدريجي للأجور بالضغط على الأسعار نحو الارتفاع وتغذية معدل التضخم، وذلك بتشجيع الطلب على السلع والخدمات النهائية الاستهلاكية أكثر من الطلب على السلع الإنتاجية، أما الكتلة النقدية فقد كان لها تأثير فوري معنوي قصير المدي على معدل التضخم وهذا ما يتوافق مع النظرية الاقتصادية.

**Résumé**: Nous essaierons par notre intervention, de montrer l'importance du modèle ARDL d'étudier des variables macroéconomiques, ce modèle est combine par deux modèles, le modèle Distributed-Lag et le modèle autorégressif, Il a également été démontré que la méthodologie ARDL donne des estimations efficaces et neutre et il permet de déterminer Les valeurs critiques des tests utilisés et que le modèle ARDL permet également que les variables explicatives du modèle ont des périodes de ralentissement différentes et c'est pas le cas pour le reste des modèles standards.

afin d'appliquer ce modèle et de le sortir du côté théorique, nous avons mené une étude empirique afin mesurer l'impact des dépenses publiques et de la masse monétaire sur l'inflation en Algérie au cours de la période (1990-2020), où des résultats expérimentaux dans le cadre de la méthodologie ARDL ont prouvé que les dépenses publiques n'ont un effet positif et moral qu'à long terme sur l'inflation, ce qui signifie que l'une des raisons de la hausse des taux d'inflation est l'augmentation des dépenses publiques, car les politiques de dépenses expansionnistes, en particulier l'augmentation progressive des salaires en faisant pression sur les prix à la hausse et en alimentant le taux d'inflation, en encourageant la demande de biens et services de consommation finale Plus que la demande de biens productifs, aussi la masse monétaire, elle a eu un effet significatif immédiat et à court terme sur le taux d'inflation, ce qui est conforme par la théorie économique.

## 1- المقدمة.

تركز اهتمام الباحثين في الآونة الأخيرة على تحميل العلاقات الاقتصادية بين المتغيرات الاقتصادية ودراسة استجابة العرض لبيانات السلاسل الزمنية باستعمال نماذج قياسية حديثة غير طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية التي يمكن أن تعطي تقديرات غير دقيقة ولاسيما عندما تكون سلسلة البيانات المستعلمة لمتغيرات الاقتصادية غير مستقرة، وهذا يتطلب اختبار مدى سكون السلاسل الزمنية لمتغيرات المستعلمة في الدراسة واتخاذ إجراءات التصحيح لجعل هذه السلاسل الزمنية مستقرة مثل اخذ الفرق الأولى للبيانات، ففي معظم الحالات تصبح هذه السلاسل الزمنية ساكنة عند الفرق الأولى من النماذج القياسية المناسبة في هذا المجال هو الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) والذي بني على أساس اختيار افضل لنموذج تصحيح الخطأ عن طريق اختيار رتبة التباطؤ وهو بذلك يعد نموذجاً مطورً ا لنموذج تصحيح الخطأ، error correction model (ECM) ، إذ يتطلب الأمر اختبار مدى سكون السلاسل الزمنية، فضلا عن إمكانية وجود علاقة تكامل مشتركة طويلة الأجل بين المتغيرات الاقتصادية.

لقد تبين أن نماذج ARDL تعرض طريقة قيمة جدا لاختبار وجود علاقة طويلة الأجل بين السلاسل الزمنية، وتستعمل في مجالات الاقتصاد، والمالية، والسياحة، والموارد والطاقة، وتستعمل نماذج ARDL لمتكامل المشترك في الاقتصاد الكمي والقياسي لبيانات السلاسل الزمنية لتقدير ديناميكية الأجل القصير والأجل الطويل حتى عندما تشتمل المتغيرات على سلاسل زمنية مستقرة أو غير مستقرة.

**الإشكالية:**

**ماهي منهجية الصحيحة لاستخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) لدراسة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية؟**

للإلمام بجوانب الإشكالية المطروحة ارتأينا طرح جملة من التساؤلات الفرعية وهي كما يلي :

1. ما هو مفهوم نموذج (ARDL)؟، وما هي مميزات استخدامه؟
2. ما هي مراحل استخدام نموذج (ARDL)؟
3. كيف يمكن استخدام نموذج (ARDL) لدراسة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية مثل تأثير الكتلة النقدية والأنفاق العام على معدل التضخم في الجزائر خلال الفترة 2000-2020؟

**هيكل المداخلة:**

حتى يتم الإحاطة بالموضوع والإجابة على إشكالية البحث يتطلب هيكلة الدراسة وتقسيمها حسب رأينا إلى:

1. مقدمة؛
2. مميزات نماذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) وشكله العام؛
3. خطوات منهجية تحليل التكامل المشترك في إطار نموذج ARDL؛
4. الإطار النظري للتحليل البيئي الخارجي؛
5. نتائج التجريبية للدراسة؛
6. الخلاصة .

**2- مميزات نماذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) وشكله العام.**

يعرف التكامل المشترك بأنه تصاحب بين سلسلتين زمنيتين أو أكثر بحيث تؤدي التقلبات في إحداها لإلغاء التقلبات في الأخرى بطريقة تجعل النسبة بين قيمتيهما ثابتة عبر الزمن.

وكما تم ملاحظته من الفقرة السابقة فوفقا لاختبارات السكون يمكن استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة ARDL والتي طورها كل من (Shinand and Sun) سنة 1998 بالإضافة لـ (Pesaran) سنة 1997؛ حيث تم دمج نماذج الانحدار الذاتي (Autorégressive Model) مع نماذج فترات الإبطاء الموزعة (Distributed Lag Model) في نموذج واحد، وفي هذه المنهجية تكون السلسلة الزمنية دالة في إبطاء قيمها وقيم المتغيرات التفسيرية الحالية وإبطائها بمدة واحدة أو أكثر.

ويتميز نموذج (ARDL) بعدة مزايا منها (الشوربجي، 2009، صفحة 156):

- ❖ لا يستلزم اختبار (ARDL) أن تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الرتبة نفسها I(0) أو من الرتبة الأُولى I(1)، بشرط ألا تكون متكاملة من الرتبة الثانية I(2) فقط .
- ❖ إمكانية تقدير الأجل الطويل والقصير في آن واحد، فضلاً عن إمكانية التعامل مع المتغيرات التفسيرية في النموذج بفترات إبطاء زمنية مختلفة.
- ❖ إن نتائج تطبيقه تكون دقيقة في حالة كون حجم العينة صغيراً، فضلاً عن بساطة هذا النموذج في تقدير التكامل المشترك باستخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية. (Frimpong & Oteng-Abayie, 2022, p. 6)
- ❖ إمكانية التمييز بين المتغيرات التابعة والتفسيرية في النموذج، والسماح باختبار العلاقة بين المتغيرات الأصلية (في المستوى) بغض النظر فيما إذا كانت المتغيرات التفسيرية هي I(0) و I(1) أو مزيج منهما.
- ❖ إن استخدام هذا النموذج يساعد على التخلص من المشكلات المتعلقة بحذف المتغيرات ومشكلات الارتباط الذاتي، مما يجعل المقدرات الناتجة كفؤة وغير متحيزة.
- ❖ إن نموذج (ARDL) يأخذ عدد كافي من فترات التخلف الزمني للحصول على أفضل مجموعة من البيانات من نموذج الإطار العام.
- ❖ إن نموذج (ARDL) يعطي أفضل النتائج للمعلمات في الأجل الطويل، وإن اختبارات التشخيص يمكن الاعتماد عليها بشكل كبير (Aresh & others, 2004, p. 204)
- ❖ من خلال نموذج (ARDL) يمكن تحديد العلاقة التكاملية بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، فضلاً عن تحديد حجم تأثير كل من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع، وتُعدّ معلماته المقدرة للأجل القصير والطويل أكثر اتساقاً من تلك المقدرة بالطرق الأُخرى لاختبار التكامل المشترك.

والصيغة العامة للنموذج مكون من متغير تابع (Y) و(K) ومن المتغيرات التفسيرية (X1, X2 .... XK) يكتب النموذج (ARDL) (P,q1, q2 .... qK) بالشكل الآتي(Pesaran & Shin, 1995, p. 01) :

$$\Delta Y_t = c + B_1 Y_{t-1} + B_2 X_{1t-1} + B_3 X_{2t-1} + \dots\dots + B_{k+1} X_{kt-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \lambda_{2i} \Delta X_{1t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \lambda_{3i} \Delta X_{2t-i} + \dots\dots + \sum_{i=0}^{q_k-1} \lambda_{(k+1)i} \Delta X_{kt-i} + \mu_t \quad \dots\dots\dots (1)$$

معادلة طويلة الأجل

معادلة قصيرة الأجل

**حيث:**

$\Delta$: الفروق الأُولى/ C: الحد الثابت.

$\mu_t$: حد الخطأ العشوائي.

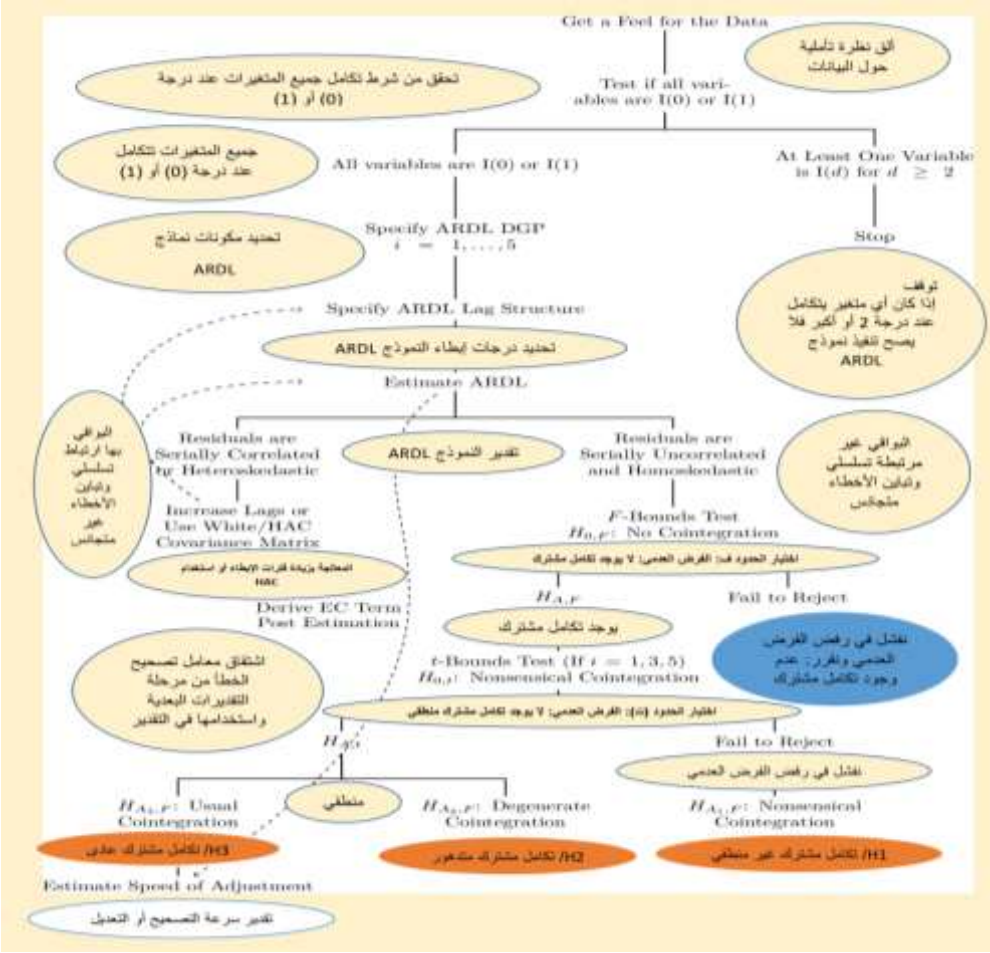
B: معلمات العلاقة طويلة الأجل / $\lambda$ : معلمات العلاقة قصيرة الأجل.

(p,$q_1$, $q_2$ ....$q_K$): تمثل فترات الإبطاء للمتغيرات ($Y,X_1, X_2 \dots X_K$) على الترتيب.

**2-خطوات منهجية تحليل التكامل المشترك في إطار نموذج ARDL.**

لتطبيق منهجية تحليل التكامل المشترك في إطار نموذج ARDL بواسطة منهج الحدود ( Bounds Test) يستلزم القيام بخطوات متسلسلة نلخصها في الشكل التالي:

**الشكل (1): خطوات تنفيذ نموذج ARDL**



**2-1-اختبار جذر الوحدة لسكون السلاسل الزمنية (The Unit Root Test):**

في دراسة قام بها (Nelson & Plosser, 1982, pp. 139-162)تبيّن منها أن معظم المتغيرات الاقتصادية الكلية لا تكون ساكنة في المستوى، أي I(0)، الأمر الذي ربما يجعل استخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) غير مناسبة حيث أنه من الممكن الحصول على قيم مرتفعة لكل من قيم (T,F) ولمعامل تحديد الانحدار(R2).

ولتجنب ظهور مشكلة الانحدار الزائف (Sperious Regression) التي ربما لا تعطي بعدا حقيقيا ولا تفسيرا اقتصادياً ذا معنى ستكون الخطوة الأولى في تحليل البيانات هي اختبار سكون السلاسل الزمنية (Dickey & Fuller, 1979, pp. 427-431.).

ويشار إلى السلسلة الزمنية $X_t$ بأنها ساكنة stationary عندما يكون:

وسطها الحسابي ثابت، أي أن: $E(Xt) = \text{constant for all t}$

تباينها ثابت، أي أن: $Var(Xt) = \text{constant for all t}$

تباينها المشترك يعتمد على الزمن، أي أن: $Cov(Xt\ , X_{(t+k)}) = \text{depends on t \& } k \neq 0$

أي أن كل من وسطها وتباينها يبقى ثابت مع مرور الزمن، أما فيما يتعلق بالتباين المشترك لأي قيمتين للمتغير X فانه يعتمد على فرق الزمن لهاتين القيمتين:

وسيتم استخدام اختباري ديكي– فولر الموسع (ADF) واختبار فيلبس بيرون (PP) اللذين يختبرا الفرضية العدمية لوجود جذر الوحدة ومن ثم عدم سكون السلسلة الزمنية وذلك كما يلي:

**2-1-1-اختبار ديكي – فولر الموسع (ADF):**

يمكن إجراء اختبار ديكي – فولر وفقاً للمعادلة الآتية بوجود الثابت ($\beta 1$) والاتجاه الزمني (t) للمتغير(Y):

$$\Delta Yt = \beta 1 + \beta 2\, t + \delta Yt - 1 + Ut \dots\dots\dots (2)\ .$$

وقد افترض في هذا النموذج عدم وجود ارتباط ذاتي بين حدود الخطأ، ولكن في حالة وجود ارتباط ذاتي ففي هذه الحالة يصبح النموذج غير ملائماً ويجعل نتائج التقدير غير دقيقة. وبهدف التغلب على هذه الحالة فقد تم تطوير أو توسيع هذا النموذج بإضافة قيم متباطئة للسلسلة الزمنية قيد التحليل ليعرف فيما بعدها ب (Augmented Dickey- Fuller Test)، وأصبح النموذج يأخذ الصيغة التالية:

$$\Delta Yt = \beta 1 + \beta 2\, t + \delta Yt - 1 + \Sigma\, \alpha i\, \Delta Yt - i + \varepsilon t \dots\dots\dots (3)\ .$$

ويعتمد اختبار سكون السلسلة الزمنية على معنوية المعلمة ($\delta$)، وذلك من خلال مقارنة (t) المحسوبة مع ($\tau$) الجدولية (tau- statistic)، فإذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من الجدولية (بالقيم المطلقة) فهذا يعني أن السلسلة الزمنية ساكنة عند المستوى، وتكون هذه السلسلة الزمنية غير ساكنة إذا كانت القيمة المحسوبة أقل من الجدولية (بالقيم المطلقة)، وفي هذه الحالة يتطلب أخذ الفرق الأول.

**2-1-2- اختبار فيليبس بيرون (Phillips- Perron):**

إن اختبار فيليبس – بيرون (PP) (Phillips & Perron, 1988, pp. 335-346.)يعتمد في تقديره على معادلة رقم (3) ولكن يختلف عن اختبار ADF في معالجة الارتباط التسلسلي من الدرجة الأعلى، حيث أنه يقوم باستخدام طرق إحصائية غير معلميه ليأخذ في الاعتبار الارتباط التسلسلي في حدود الخطأ بدون إضافة حدود الفرق المتباطئة.

**2-3-اختبار فترات الإبطاء المثلى للفروق.**

إذ يتم اختبار فترات الإبطاء المثلى للفروق الأولى لقيم المتغيرات في المعادلة (1) من خلال استخدام نموذج متجه الانحدار الذاتي غير المقيد، وهناك خمسة معايير لتحديد الفترة وهي:

- معيار خطأ التنبؤ النهائي (Final Prediction Error 1969) ويأخذ الصيغة الآتية:

$$\mathrm{FPE}_{(\mathrm{P})} = \left[\frac{\mathrm{T}+\mathrm{P}-\mathrm{k}}{\mathrm{k}-\mathrm{p}.\mathrm{k}}\right]^{\mathrm{k}} . \det \sum \mathrm{e} \ \ldots\ldots\ldots (4)$$

- معيار معلومات أكيكي (Akaike Information criterion-1973) ويأخذ الصيغة الآتية:

$$\mathrm{AIC}_{(\mathrm{P})} = \mathrm{Ln}\left[det(\sum e)\right] + \frac{2\mathrm{k}^2 P}{T} \ \ldots\ldots\ldots (5)$$

- معيار معلومات شوارز(Schwarz Criterion-1978) ويأخذ الصيغة الآتية:

$$\mathrm{SC}_{(\mathrm{P})} = \mathrm{Ln}\left[det(\sum e)\right] + \frac{2\mathrm{k}^2 P\ Ln\ (T)}{T} \ \ldots\ldots\ldots (6)$$

- معيار معلومات حنان وكوين (Hannan & Quinn Criterion-1979) ويأخذ الصيغة الآتية:

$$\mathrm{H.Q}_{(\mathrm{P})} = \mathrm{Ln}\left[det(\sum e)\right] + \frac{2\mathrm{k}^2 P_c\ Ln.Ln\ (T)}{T} \ \ldots\ldots\ldots (7)$$

- معيار نسبة الإمكان الأعظم (Likelihood Ratio Test).

حيث أن:

K: عدد المتغيرات في الأنموذج. T: عدد المشاهدات. P: عدد فترات الإبطاء.

C: تمثل مؤشر لقوة المعيار.

$\sum e$: مصفوفة التباين والتباين المشترك المقدرة لبواقي النموذج.

وتتفق جميع تلك الاختبارات على أن فترة الإبطاء المثلى (P) هي تلك الفترة التي تعطي أدنى قيمة لمعظم المعايير عند الاختبار.

**2-4-تقدير النموذج:**

قبل التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية، يتم تقدير معلمات النموذج (ARDL) للأجلين القصير والطويل ومعلمة متجه تصحيح الخطأ (ECM). بإستخدام طريقة المربعات الصغرى الإعتيادية (OLS) استناداً إلى عدد فترات الإبطاء المحددة، ولتحديد النموذج الملائم يتم الإعتماد على طريقة (Hendry) الذي ينتقل من العام إلى الخاص، والذي يتمثل في إلغاء متغير الفروق الأُولى لأي متغير تكون القيم المطلقة لإحصاءة (t) الخاصة به غير معنوية أي أقل من الواحد الصحيح. (Tang T.C, 2022, p. 10).

**2-5- الاختبارات التشخيصية.**

وقبل اعتماد النموذج المقدر سابقا وتطبيقه ينبغي التأكد من جودة أداء هذا النموذج، ويتم ذلك من خلال إجراء الاختبارات التشخيصية الآتية:

- ❖ - اختبار مضروب لاكرانج للارتباط التسلسلي بين البواقي.

Lagrange Multiplier Test of Residual { Brush-Godfrey} (BG)

- ❖ - اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي.

Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)

- ❖ - اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية. Jarque Bera (JB)
- ❖ - اختبار مدى ملائمة تحديد النموذج من حيث الشكل الدالي. Ramsey (RESET)
- ❖ - اختبار الازدواج الخطي (التعدد الخطي بين المتغيرات المستقلة). Multicolinearty Test

**2-6-اختبار التكامل المشترك وفق منهج اختبار الحدود Bounds Testing Approach.**

ولأجل اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات، فثمة مجموعة من الاختبارات التي تتمثل باختبار (Engle & Granger, 1987, pp. 251-276) واختبار (Johansen & Juselius, 1990, pp. 169-210). ولكن إجراء هذه الاختبارات يتطلب أن تكون المتغيرات متكاملة من نفس الدرجة ولا يمكن إجرائها في حالة وجود متغيرات متكاملة بدرجات مختلفة، كما أن نتائجها قد تكون غير دقيقة في حالة صغر حجم العينة. ولذلك سيتم اللجوء إلى طريقة لإيجاد هذا التكامل المشترك للمتغيرات في المستوى أو عند الفرق الأول أو خليط بينهما وذلك باستخدام طريقة الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة من خلال أسلوب اختبار الحدود Autoregressive Distributed Lag Bounds Testing Approach المقترحة من قبل ( Pesaran et al., 2001).

وتتميز طريقة ARDL عن غيرها من الطرق لاختبار التكامل المشترك بعدة مزايا كما ذكرنا سابقا، أهمها أنه يمكن إجرائها سواء أكانت درجة التكامل المشترك للمتغيرات I(0) أوI(1) أو خليط بينهما، كما أنها تعطي نتائج ومقدرات كفؤة في حالة العينات الصغيرة كما تكون هذه الطريقة جيدة إذا كان سكون المتغيرات غير واضحاً (Hoque and Yusop, 2010).

حسب Pesaran فإن منهج اختبار الحدود Bounds Testing Approach في إطار ARDL يمكن تطبيقه بغض النظر عن خصائص السلاسل الزمنية ما إذا كانت مستقرة عند مستوياتها أو متكاملة من الدرجة الأولى أو خليط من الاثنين؛ حيث يتمثل الشرط الوحيد لتطبيق هذا الاختبار في ألا تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الثانية، كما أن طريقة Pesaran تتمتع بخصائص أفضل في حالة السلاسل الزمنية القصيرة مقارنة بالطرق الأخرى المعتادة في اختبار التكامل المشترك.

ولاختبار مدى تحقق علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات في إطار نموذج (UCEM) يقدم كل من Pesaran et al (2001) منهجا حديثا لاختبار مدى تحقق العلاقة التوازنية بين المتغيرات في ظل نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد، وتعرف هذه الطريقة بـ(Bounds Testing Approach)، ويتم ذلك بواسطة إختبار (Wald) أو إحصاءة اختبار (F)، والتي لها توزيع غير معياري ولا تعتمد على عوامل منها: حجم العينة، وإدراج متغير الاتجاه في التقدير. وتحسب قيمة إحصاءة (F) وفق الصيغة الآتية (Francis & Diebold, 2017):

$$F = \frac{(SSR_{res} - SSR)/M}{SSR/(n-k)} \quad \dots\dots\dots\dots\dots \quad (6)$$

حيث أن:

**$SSR_{res}$:** مجموع مربعات البواقي للنموذج المقيد (فرضية العدم)، أي عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات (إنعدام التكامل المشترك بين المتغيرات).

$$H0: \ B1 = B2 = \dots\dots\dots\dots = BK+1 = 0$$

**SSR:** مجموع مربعات البواقي للنموذج غير المقيد (الفرضية البديلة)، أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات (وجود تكامل مشترك بين المتغيرات).

$$H1: \ B1 \neq B2 \neq \dots\dots\dots\dots \neq BK+1 \neq 0$$

**M:** عدد معلمات النموذج المقيد. ***n*:** عدد المشاهدات (حجم العينة). ***k*:** عدد المتغيرات.

وبعد احتساب قيمة إحصاءة (F) تتم مقارنتها بقيمة (F) الجدولية المحتسبة من قبل (Pesaran et.al) عام (2001)، ونظراً لأن إختبار(F) له توزيع غير معياري فإن هناك قيمتين حرجتين له:

- قيمة الحد الأدنى: وتفترض أن كل المتغيرات ساكنة في مستواها الأصلي، أي متكاملة من الرتبة صفر **I(0).**

-قيمة الحد الأعلى: وتفترض أن كل المتغيرات ساكنة في فرقها الأول، أي متكاملة من الرتبة الأُولى **I(1).**

ويكون القرار على ثلاث حالات (Keong & others, 2022, p. 63):

**الحالة الأولى:** إذا كانت قيمة إحصاءة (F) المحتسبة أقل من قيمة الحد الأدنى لقيمة (F) الجدولية، تقبل فرضية العدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات (لا توجد علاقة توازنية طويلة الأجل).

**الحالية الثانية:** إذا كانت قيمة إحصاءة (F) المحتسبة أكبر من قيمة الحد الأعلى لقيمة (F) الجدولية، تقبل الفرضية البديلة القائلة بوجود تكامل مشترك بين المتغيرات (وجود علاقة توازنية طويلة الأجل).

**الحالية الثالثة:** إذا كانت قيمة إحصاءة (F) المحتسبة تقع بين الحدين الأعلى والأدنى لقيمة (F) الجدولية، فان النتائج تكون غير محسومة، مما يعني عدم القدرة على إتخاذ قرار لتحديد ما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه.

وفي حالة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، فإن المرحلة التالية تتضمن تقدير معادلة الأجل الطويل بالصيغة التالية:

$$Yt = \theta + \Sigma \sigma i \, Yt - i + \Sigma ki \, Xt - i + \varepsilon t \dots\dots\dots (8)$$

حيث: X,Y: كما عُرّفت سابقاً، $\theta, \sigma, k$: معاملات المتغيرات، $\varepsilon$: حد الخطأ العشوائي.

أما المرحلة الثالثة فهي الحصول على العلاقة قصيرة الأجل للنموذج وذلك من خلال استخدام البواقي المقدرة بفترة إبطاء واحدة والتي يتم الحصول عليها من العلاقة طويلة الأجل في المعادلة (8)، وبذلك فإن العلاقة قصيرة الأجل وتصحيح الخطأ تأخذ الصيغة التالية:

$$\Delta Yt = \mu + \Sigma \pi i \, \Delta Yt - i + \Sigma \omega i \, \Delta Xt - i + \gamma \, \varepsilon t - 1 + \nu t \dots\dots\dots (9)$$

حيث:

**$\gamma$:** معامل تحديد الخطأ والذي يقيس سرعة التعديل التي يتم بها تعديل الاختلال في التوازن من الأجل القصير باتجاه التوازن في الأجل الطويل،

$\nu$: حد الخطأ العشوائي.

**2-7-اختبار كوزوم للاستقرارية (CUSUM Stability Test):**

بعد الخطوات السابقة، تدعو الحاجة لاستقصاء فيما إذا كانت هذه المتغيرات تظهر تغيراً هيكلياً في سلوكها عبر الزمن، ويعد اختبار كوزوم (CUSUM) للاستقرارية من أكثر الاختبارات شيوعا في هذا المجال.

وتظهر نتائج هذا الاختبار في شكل منحنى لأخطاء نموذج مقدّر بواسطة طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS)، ومجال ثقة بهدف اختبار الفرضية العدمية التي تنص على أن معلمات نموذج المربعات الصغرى الاعتيادية غير مستقرة.

فإذا كان منحنى الأخطاء ضمن الحدود الحرجة طوال فترة الدراسة، فإن الفرضية العدمية ترفض عند نسبة معنوية (5%)، وهذا يعني أن المعلمات مستقرة على طول فترة الدراسة، ومن ثم إمكانية تقدير معلمات ثابتة للنموذج على طول الفترة الزمنية للدراسة دون الحاجة إلى تجزئتها لفترات جزئية، أما إذا تم رفض الفرضية العدمية فإنه يستوجب تقسيم فترة الدراسة إلى فترات جزئية تكون فيها المعلمات مستقرة (Brown et al., 1975).

**3- نتائج الدراسة التجريبية.**

تعطي سلاسل المعطيات التي استعملناها خلال الفترة (1990-2020) 30 مشاهدة، وبتطبيق ما في الجزء النظري، سنحاول تطبيق نموذج (ARDL) لتحديد أثار الأنفاق العام والتوسع الكتلة النقدية على النمو الاقتصادي ممثلا بنصيب الفرد من الناتج الإجمالي الوطني:

**3-1-استقرار سلاسل المتغيرات قيد الدراسة:** من أجل اختبار استقرار السلاسل الزمنية، تم توظيف اختبار(ADF) و(PP) على المستوى ثم عمل الفرق الأول على كل سلسلة على حدة، وإعادة اختبار "ديكي فولير" المطور، والذي جاءت نتائجه مبينة في الجدول التالي:

**جدول رقم (1): اختبار"ديكي فولير" المطورلسلسلة متغيرات الدراسة قبل وبعد إجراء الفرق الأول**

| السلسلة الزمنية | نوع الاختبار | ADF | | PP | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | عند المستوى | عند الفرق الأول | عند المستوى | عند الفرق الأول |
| **loginf التضخم** | | 0.1456 no | 0.000 *** | 0.1903 no | 0.0000 *** |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| 0.0317<br>** | 0.9484<br>no | 0.0307<br>** | 0.9769<br>no | **Logdep**<br>**إجمالي الإنفاق العام** |
| 0.0042<br>*** | 0.0711<br>* | 0.0040<br>*** | 0.0606<br>* | **Logmon**<br>**الكتلة النقدية** |

**المصدر**: من إعداد الباحث بالاعتماد على معطيات الجدول (01) وبرنامج (Eviews).

من خلال الجداول أعلاه، نلاحظ قيمة (*Prob) من اختبار (ADF) و(PP) لكل سلسلة قبل إجراء الفروق الأولى كانت أكبر من (0.05)، (التضخم 0.1903/0.1456) و(إجمالي الإنفاق العام 0.9484/0.9769)، (الكتلة النقدية 0.0711/0.0606)، وبعد أجراء الفروق الأولى على السلاسل أصبحت قيمة (*Prob) أقل من (0.05)، ما يدفعنا للقول أن السلاسل (loginf، logdep، logmon) مستقرة عند المستوى الأول (الفرق الأول)، ما يسمح لنا بمتابعة مراحل تقدير نموذج.

**3-2- عدد التأخرات نموذج:** في هذا الصدد، يتم حساب عدد التأخيرات بناء على أساس أصغر قيمة يأخذ بها المعامل "Akcaike" و"Schwarz" بعد تقدير نموذج (VAR) ومن خلال الجدول رقم (3) نلاحظ اتفاق كل المؤشرات على 4 تأخيرات (P=4 ).

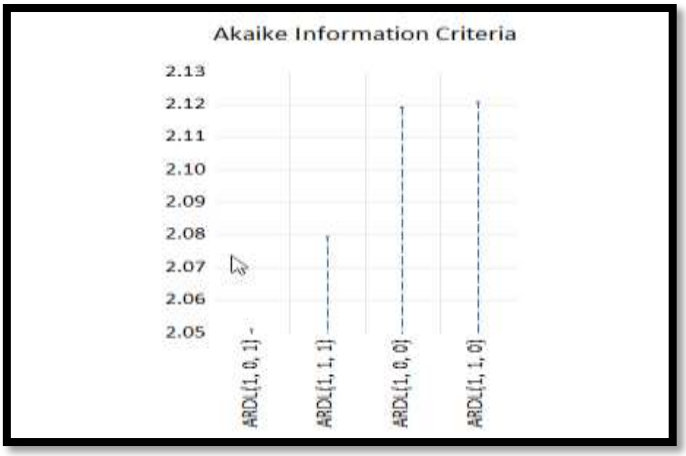
**جدول رقم (2): اختبار** "Akcaike" و"Schwarz" **لاكتشاف عدد التأخرات نموذج (VAR).**

| Likelihood Ratio | Hannan & Quinn | Final Prediction Error | Schwarz | Akaike | درجة التأخير |
|---|---|---|---|---|---|
| NA | 3.292076 | 0.005173 | 3.393244 | 3.249262 | **P=0** |
| 193.5574* | -4.328355* | 2.25e-06* | -3.923681* | -4.499609* | **P=1** |
| 1.857056 | -3.626101 | 4.11e-06 | -2.917922 | -3.925795 | **P=2** |
| 6.556304 | -3.216659 | 5.86e-06 | -2.204974 | -3.644793 | **P=3** |
| 13.20731 | -3.364932 | 5.16e-06 | -2.049741 | -3.921506 | **P=4** |

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

**3-3- تقدير نموذج (Ardl):** بعد التأكد من استقرار متغيرات الدراسة واستقرار النموذج ومعرفة عدد التأخيرات القصوى التي يحتويها، جاءت نتائج تقدير النموذج (Ardl) بعد تحديد أفضل نموذج من التوليفات الممكن اختيارها ( Ardl 1.0.1) باعتماد معيار (Akaike) كمايلي:

**الشكل رقم (2): التوليفات الممكنة لنموذج (Ardl) والاختيار حسب معيار (Akaike).**




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

Substituted Coefficients:

==========

LOGINF = 0.342127197713*LOGINF(-1) + 4.16861724949*LOGDEP + 2.0954665451*LOGMON - 3.81385570837*LOGMON(-1) - 55.4903410178

Cointegrating Equation:

D(LOGINF) = -0.657872802303*(LOGINF(-1) - (6.33650948*LOGDEP -2.61203861*LOGMON(-1) - 84.34813056)).

### 3-4- الاختبارات التشخيصية:

قبل اعتماد النموذج المقدر سابقا وتطبيقه ينبغي التأكد من جودة أداء هذا النموذج، ويتم ذلك من خلال إجراء الاختبارات التشخيصية الآتية:

**الجدول رقم (3): نتائج الاختبارات التشخيصية**

| RAMSEY RESET | | Normalité test Jarque Bera | Serial Correlation LM Test | Heteroskedasticity Test | | الاختبار |
|---|---|---|---|---|---|---|
| T- statistic | F-statistic | | | Breusch-Pagan-Godfrey | ARCH Test | |
| 0.907849 | 0.824190 | 8.739593 | 0.056068 | 1.718715 | 0.096877 | القيمة |
| 0.3730 | 0.3730 | 0.012654 | 0.9456 | 0.1774 | 0.7580 | الاحتمال |

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EVIEWS 12.

❖ يشير اختبار LM وهو اختبار عدم وجود ارتباط ذاتي لبواقي النموذج إلى خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي للبواقي حيث تنص فرضية العدم ($H_0$) على عدم وجود ارتباط ذاتي تسلسلي بين بواقي النموذج، ونلاحظ أن الاحتمال الموافق للإحصائية المحسوبة للنموذج الأول (0.056) باحتمال (0.9456) وهو أكبر من (0,05) مما يعني قبول الفرضية المعدومة والإقرار بعدم وجود ارتباط ذاتي تسلسلي بين بواقي النموذج المقدر .

❖ يشير اختبار ثبات تباين البواقي Heteroskedasticity Test والذي تم استعمال فيه اختبارين إحصائيين وهما: اختبار Breusch-Pagan-Godfrey و ARCH Test إلى عدم رفض فرضية العدم (H0) القائلة بثبات تباين حد الخطأ العشوائي Homoskedasticity في النموذج حيث نلاحظ أن الاحتمال الموافق للإحصائيتين المحسوبة للاختبار هي : (1.718715) باحتمال (0.1774) و (0.096877) باحتمال (0.7580) وهما أكبر من (0,05).

❖ أما بخصوص اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي فيدل على رفض الفرضية الفرية (H0) التي تدلي على أن البواقي النموذج موزعة توزيعا طبيعيا، حيث أن الإحصائية المحسوبة (Jarque bera) تساوي (8.739593) باحتمال (0.012654) وهو أصغر من (0.05)، وهذا راجع ربما إلى صغر الفترة (30 فترة) والقيم الشاذة التي تحتويها خاصة الفترة 1998-2000 حيث يمكن معالجة هذا الاختلال بزيادة فترة الدراسة.

❖ ويشير اختبار RAMSEY RESET لقياس مدى ملامة الشكل الدالي المستخدم في النموذج المقدر والتي تنص فرضيته المعدومة (H0) على صحة الشكل الدالي، وأوضحت نتائج هذا الاختبار في النموذج الأول أن قيمة إحصائية فيشر (0.824190) باحتمال موافق لـ (0.3730) وهي أقل من (0,05) مما يعني رفض الفرضية المعدومة وهو مايدل على عدم صحة الشكل الدالي المستخدم للنموذج الأول؛ أما باقي النماذج فيتم قبول الفرضية المعدومة ومنه صحة الشكل الدالي لها.

ما يهمنا في هذه الاختبارات أن النموذج المقدر لا يحتوي على ارتباط ذاتي تسلسلي بين البواقي وكذا ثبات تباين حد الخطأ العشوائي وعليه يمكن الآن إجراء اختبار الحدود للكشف عن العلاقة التوازنية بين المتغيرات.

**3-5-اختبار الحدود Bounds Testing Approach**

نتائج هذا الاختبار جاءت موضحة في الجدول التالي:

**الجدول رقم (4): نتائج اختبار الحدود.**

| اختبار الحدود | | عدد المتغيرات المستقلة K=2 | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | مستوى المعنوية α | %10 | %5 | %2,5 | %1 |
| إحصائية فيشر F | قيم F المجدولة | الحد الأدنى | 2.63 | 3.1 | 3.55 | 3.14 |
| | | الحد الأعلى | 3.35 | 3.87 | 4.38 | 5 |
| | قيم F المحسوبة | 6.147083 | | | | |
| | القرار | | يوجد علاقة تكامل مشترك | لا يوجد علاقة تكامل مشترك | يوجد علاقة تكامل مشترك | يوجد علاقة تكامل مشترك |

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EVIEWS 12.

وفقا لنتائج الجدول أعلاه يمكن ملاحظة أن قيمة إحصائية فيشر المحسوبة أكبر من القيم الحرجة للحد الأعلى، بنسبة ثقة (10%، 5%، 2.5%،1%) أي أننا نرفض الفرضية المعدومة ونقبل الفرضية

البديلة التي تنص على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات المستقلة (إجمالي الإنفاق العام، والكتلة النقدية) والمتغير التابع (معدل التضخم).

**3-6-تقدير معادلة قصيرة الأجل ومعلمة تصحيح الخطأ (ECM)**

**الجدول رقم (5): نتائج معادلة قصيرة الأجل ومعلمة تصحيح الخطأ (ECM).**

| المتغير المستقل | المعامل | المعنوية |
|---|---|---|
| D(LOGMON) | 2.095467 | 0.0083 |
| CointEq(-1)* | -0.657873 | 0.0000 |

**المصدر**: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EVIEWS 12.

نلاحظ من الجدول أعلاه لتقدير علاقة قصيرة الأجل أن المتغير المستقل إجمالي الإنفاق العام لا يؤثر على المعدل التضخم على المدى القصير، في حين الكتلة النقدية لها تأثير فوري ومعنوي على معدل التضخم.

نلاحظ أيضا أن معامل تصحيح الخطأ يساوي (-0.657873) حيث تحقق فيه الشرط الكافي (الإشارة سالبة) والشرط اللازم (معنوية (0.0000))، بحيث يكشف معامل إبطاء حد تصحيح الخطأ (ECM) عن سرعة عودة متغير التابع (معدل التضخم) نحو قيمته التوازنية في الأجل الطويل حيث في كل فترة زمنية نسبة تصحيح اختلال التوازن من الفترة تقدر بـ(65.7%) والتي تعد معامل تعديل (تكيف) عالي نسبيا، بمعنى آخر عندما ينحرف معدل التضخم بسبب صدمة في المعدل نفسه أو في أحد المتغيرات المؤثرة فيه خلال الفترة قصيرة الآجل (t-1) عن قيمتها التوازنية فإنه يتم تصحيح ما يعادل (65.7%) بعد حوالي أقل من عام ونصف ($\frac{1}{0.657873} = 1.52$) من هذا الاختلال في الفترة (t) إلى أن يصل إلى التوازن في المدى الطويل.

**3-7-تقدير معادلة طويلة الأجل.**

الجدول رقم (6): نتائج تقدير معادلة طويلة الأجل.

| المتغير المستقل | المعامل | المعنوية |
|---|---|---|
| LOGDEP | 6.336509 | 0.0015 |
| LOGMON | -2.612039 | 0.0002 |
| C | -84.34813 | 0.0081 |
| EC = LOGINF - (6.3365*LOGDEP -2.6120*LOGMON - 84.3481) | | |

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EVIEWS 12.

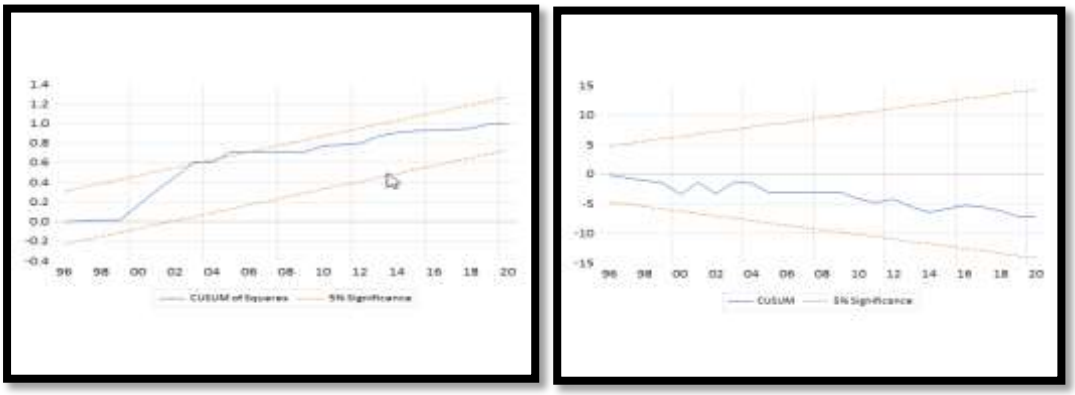
يضح من نتائج الجدول المعاملات العلاقة الطويل في إطار منهجية ARDL أن فقط الأنفاق العمومي التي يؤثر مباشرة ومعنوي (المعنوية أقل من 0.05) على معدل التضخم، حيث كان هدا التأثير موجبا، أي أن العلاقة طردية (كلما زاد الأنفاق العمومي كلما زاد معدل التضخم) ولعل السبب في ذلك يتمثل في توجيه الإنفاق الحكومي نحو بعض المجالات الرئيسية التي تشمل كل من تحسين الخدمات الاجتماعية كالتعميم والرعاية الصحية، الوصول إلى المياه النظيفة و خدمات الصرف الصحي، و تمويل السمع العمومية مثل

أنشطة البحث و التطوير ، الابتكار ، وترقية البنى التحتية الأساسية التي تمكن الحكومة من الحفاظ على وتيرة النمو نصيب الفرد من الناتج الإجمالي المحلي، وهو ما يتفق مع النظرية الاقتصادية.

نظريا تعتبر زيادة كمية النقود الدافع الرئيسي لارتفاع الأسعار وذلك بحسب النظرية الاقتصادية، لكن الجانب التطبيقي لحالة الاقتصاد الجزائري بين عكس ذلك. أي كانت العلاقة بينهما عكسية في الأجل الطويل، الأمر الذي لا يعتبر مقبول اقتصاديا، وهذا راجع لفترة الدراسة التي كانت من (1990-2020) حيث تميزت هذه المرحلة بفترتين مختلفتين لتطور معدل التضخم، حيث سجل أعلى مستويات له خلال فترة التسعينيات، وذلك بسبب الانتقال إلى نظام اقتصاد السوق وما نتج منه من تحول هيكلي في الاقتصاد الوطني، وكذلك بسبب الأوضاع الاقتصادية الحرجة وقلة عرض المنتجات وبسبب الأوضاع الأمنية السائدة وضائقة مصادر التمويل لينخفض بعد ذلك في أواخر التسعينيات حتى نهاية فترة الدراسة، ويحقق مستويات معقولة بتذبذبات طفيفة بسبب انتعاش سوق النفط وتحقيق مستويات مرتفعة من الأسعار، حيث تم تقسيم هذه فترتين على حدى ودراسة تأثير الكتلة النقدية على معدل التضخم فكان التأثير موجب في الفترتين، لهذا سيتم الاعتماد على تأثير الكتلة النقدية على معدل التضخم على المدى القصير فقط.

**3-8-نتائج اختبار الاستقرار الهيكلي لنموذج ARDL المقدر.**

الشكل رقم (3): نتائج تقدير معادلة طويلة الأجل.




المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EVIEWS 12.

يمكن القول من خلال شكل الملحق (3) أن المعاملات المقدرة لنموذج ARDL المستخدم مستقر هيكليا عبر الفترة محل الدراسة مما يؤكد وجود استقرار بين متغيرات الدراسة وانسجام في النموذج بين نتائج تصحيح الخطأ في المدى القصير والطويل، حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%.

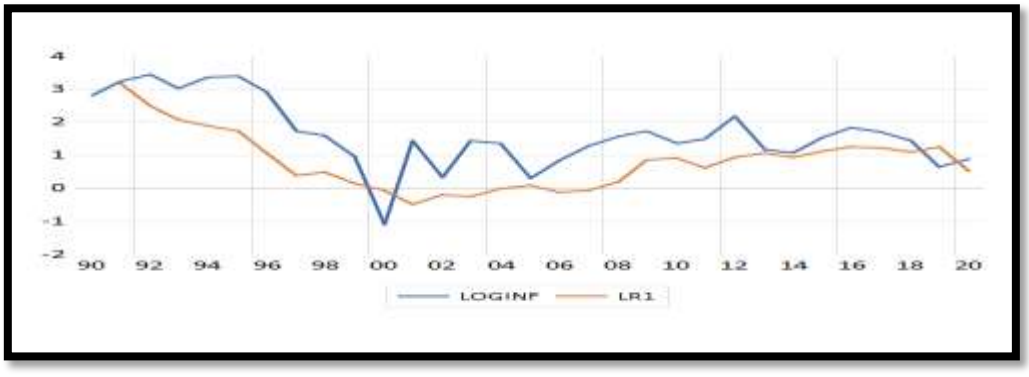
بعد الكشف عن وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات في النموذج، نأتي لمعرفة نوع هذا التكامل المشترك هل هو منطقي أو غير منطقي (Nonsensical Cointegration) وإذا كان منطقي هل العلاقة عادية مثالية (Usual Cointegration) أم متدهورة (Degenerate Cointegration)

تجدر الإشارة إلى أن العديد من الباحثين يهملون اختبار t-Bounds Test ويكتفون فقط باختبار F-Bounds Test لإثبات وجود التكامل المشترك إن اختبار F يقوم بدراسة المستويات المتأخرة لكل المتغيرات بينما اختبار t يأخذ في الحسبان معاملات المستويات المتأخرة للمتغير التابع ففي هذه الحالة تكون الاستنتاجات غير صحيحة وتسمى بحالة تكامل مشترك متدهور حيث يكون إحصاء F مهما لكن عند إهمال إحصاء t قد تكون المعاملات على المستويات المتأخرة للمتغير التابع لا تختلف كثيرا عن الصفر وبالتالي نحكم بعدم وجود تكامل مشترك بين السلاسل في النموذج؛ كما أنه في حالة رفض الفرضية الصفرية لاختبار F فهذا يدل على وجود علاقة تكامل مشترك ولكن لا يحدد نوعها، ولا يتم إكمال إجراءات تعديل الخطأ وفق معامل التصحيح إلا بعد إجراء اختبار t والتأكد من أن التكامل المشترك منطقي وعادي (مثالي).

وفقا لدراستنا فقد تم الاعتماد على نموذج Ardl مع تقييد الثابت (Restricted Constant) يعتبر تكامل مشترك منطقي (بدون اختبار t) يبقى علينا فقط تحديد هل هو تكامل مشترك عادي أو متدهور من خلال رسم العلاقة الطويلة الأجل مع المتغير ويتم تشكيلها باستخدام برنامج Eviews كالتالي:

عن طريق الضغط على (Proc/Make Cointegrating Relationship) ثم حفظ السلسلة الناتجة تحت اسم coint ويتم تكوين سلسلة علاقة طويلة الأجل عن طريق إنشاء سلسلة جديدة بواسطة الأمر التالي: $LR1 = loginf - Coint$ وفي الأخير عن طريق خانة Group للمتغيرين (LR1) والمتغير التابع (loginf)نقوم برسم المنحنى للمتغيرين فينتج الشكل التالي:

**الشكل رقم (4): يوضح علاقة طويلة الأجل بين المتغيرين LR وloginf**




المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على مخرجات برنامج EVIEWS 12.

واضح من خلال الشكل أعلاه أن العلاقة غير متدهورة لأن الرسم هو الذي يبين هل العلاقة تكون متدهورة عبر الزمن أم تبقى ثابتة ومتجانسة بالتوازي مع المتغير التابع الأصلي.

**خلاصة.**

أظهرت دراستنا أهمية نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL في دراسة المتغيرات الاقتصادية الكلية حيث يعتبر هذا النموذج مزيجا من أنموذجين النموذج توزيع الإبطاء Model Distributed- Lag والنموذج الانحدار الذاتي model Autoregressive ، كما تبين إن منهجية ARDL تعطي تقديرات كفؤة

Efficientوغير متحيزة، وتسمح بتحديد قيم حرجة للاختبارات المستخدمة وان نموذج ARDL يسمح بأن تكون المتغيرات التفسيرية في النموذج بفترات تباطؤ زمني مختلفة وهذه الحالة التي لا تسمح بها بقية النماذج القياسية، ومن أجل تطبيق هذا النموذج والخروج به من الجانب النظري قمنا بدراسة تجريبية من اجل قياس تأثير الإنفاق العام والكتلة النقدية في الجزائر خلال الفترة (1990-2020)، حيث أثبتت النتائج التجريبية في إطار منهجية ARDL أن الأنفاق العمومي له تأثير موجب ومعنوي فقط على المدى الطويل على معدل التضخم أي أن من أسباب ارتفاع معدلات التضخم هو ارتفاع النفاق الحكومي حيث أدت السياسات الإنفاقية التوسعية طويلة المدى خاصة رفع التدريجي للأجور بالضغط على الأسعار نحو الارتفاع وتغذية معدل التضخم، وذلك بتشجيع الطلب على السلع والخدمات النهائية الاستهلاكية أكثر من الطلب على السلع الإنتاجية، أما الكتلة النقدية فقد كان لها تأثير فوري معنوي قصير المدي على معدل التضخم وهذا ما يتوافق مع النظرية الاقتصادية.

المراجع:


1. Aresh, P., & others. (2004). the ARDL approach to cointegration. *Tourism Economics*, 204.
2. Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 427-431.
3. Engle, R., & Granger, C. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica,55*, 251-276.
4. Frimpong, J., & Oteng-Abayie, E. (2022). *Bounds Testing Approach: An Examination of Foreign Direct Investment, Trade, and growth Relationships.* Récupéré sur MPRA_paper: http://mpra.ub.uni- muenchen.de/352/01/MPRA_paper_352.pdf
5. Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,52*, 169-210.
6. Nelson, & Plosser. (1982). Trends versus Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, 139-162.
7. Pesaran, M. H., & Shin, y. (1995). Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. *DAE Working Paper Series*(No 9514), p. 01.
8. Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika, 75*, 335-346.
9. Tang T.C .(2022 ،5 10) .*Aggregate Import Demand Behavior for Indonesia: Evidence from Bounds Testing* من الاسترداد تم .www.iiu.edu.my/enmjournal/102art4.pdf
10. مجدي الشوربجي. (2009). أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري. *مجلة اقتصاديات شمال إفريقي*، *5*(6)، 156.

## ملاحق

### ملحق رقم (1): تطور متغيرات الدراسة. (1990-2020).

| السنة | إجمالي الأنفاق العام (دج) | نسبية التغير % | الكتلة النقدية بمفهومها الواسع (دج) | نسبية التغير % | معدل التضخم |
|---|---|---|---|---|---|
| 1990 | 66374580589 | - | 3,43324E+11 | - | 16,65 |
| 1991 | 61457064378 | -7,408734139 | 4,14745E+11 | 20,80279852 | 25,89 |
| 1992 | 61759583973 | 0,492245437 | 5,44456E+11 | 31,27487975 | 31,67 |
| 1993 | 59446508770 | -3,745289482 | 5,84183E+11 | 7,296641051 | 20,54 |
| 1994 | 61328184853 | 3,165326479 | 6,75928E+11 | 15,70483907 | 29,05 |
| 1995 | 61971610969 | 1,049152387 | 7,39895E+11 | 9,46358192 | 29,78 |
| 1996 | 59272562707 | -4,355297884 | 8,4825E+11 | 14,64464552 | 18,68 |
| 1997 | 56905630663 | -3,993301346 | 1,00314E+12 | 18,25947539 | 5,73 |
| 1998 | 62379273401 | 9,618806916 | 1,19948E+12 | 19,57262026 | 4,95 |
| 1999 | 62303961173 | -0,120732775 | 1,36677E+12 | 13,9471736 | 2,65 |
| 2000 | 63649138980 | 2,159056634 | 1,55991E+12 | 14,13150284 | 0,34 |
| 2001 | 71087232720 | 11,68608698 | 2,40307E+12 | 54,05140869 | 4,23 |
| 2002 | 79793005648 | 12,24660547 | 2,83687E+12 | 18,05211536 | 1,42 |
| 2003 | 84117053104 | 5,419080808 | 3,29946E+12 | 16,30615568 | 4,27 |
| 2004 | 90926454663 | 8,095149923 | 3,64429E+12 | 10,4512235 | 3,96 |
| 2005 | 96664223814 | 6,310340783 | 4,07044E+12 | 11,69360354 | 1,38 |
| 2006 | 1,01E+11 | 4,484969576 | 4,87007E+12 | 19,64477663 | 2,31 |
| 2007 | 1,1095E+11 | 9,851628187 | 5,99461E+12 | 23,09073922 | 3,68 |
| 2008 | 1,22607E+11 | 10,50685163 | 6,95597E+12 | 16,03708229 | 4,86 |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 5,74 | 4,840835097 | 7,29269E+12 | 13,24030368 | 1,38841E+11 | 2009 |
| 3,91 | 13,54843173 | 8,28074E+12 | 6,223097846 | 1,47481E+11 | 2010 |
| 4,52 | 19,90700326 | 9,92919E+12 | 2,946746744 | 1,51827E+11 | 2011 |
| 8,89 | 10,93691709 | 1,10151E+13 | 9,957192223 | 1,66944E+11 | 2012 |
| 3,25 | 8,409999837 | 1,19415E+13 | 5,625420194 | 1,76336E+11 | 2013 |
| 2,92 | 14,42367387 | 1,36639E+13 | 3,485870778 | 1,82482E+11 | 2014 |
| 4,78 | 0,297131028 | 1,37045E+13 | 3,10034837 | 1,8814E+11 | 2015 |
| 6,40 | 0,815774502 | 1,38163E+13 | 2,120486647 | 1,9213E+11 | 2016 |
| 5,59 | 8,380854997 | 1,49742E+13 | 3,183969424 | 1,98247E+11 | 2017 |
| 4,27 | 11,1022592 | 1,66367E+13 | 2,382858111 | 2,02971E+11 | 2018 |
| 1,95 | -0,757531113 | 1,65107E+13 | 1,973680396 | 2,06977E+11 | 2019 |
| 2,42 | 7,445617346 | 1,774E+13 | -8,152413591 | 1,90103E+11 | 2020 |

**المصدر:** من إعداد الباحث بالاعتماد على بيانات موقع البنك الدولي.