مجلة التجارة والتمويل

https://caf.journals.ekb.eg/

كلية التجارة – جامعة طنطا

العدد : الثالث

سبتمر 2023

الجزء الثانى

أثر الدين العام على التضخم عبر قناتي سعر الصرف وعرض النقود
دراسة قياسية للاقتصاد المصري

دكتور
خالد إبراهيم سيد احمد
أستاذ مساعد بقسم الاقتصاد والمالية العامة
كلية التجارة – جامعة طنطا

دكتور
مصطفى حسني السيد
أستاذ مساعد الاقتصاد والمالية العامة
بالمعهد العالي للإدارة وتكنولوجيا المعلومات بكفر الشيخ

دكتور
أدهم محمد السيد البرماوي
مدرس الاقتصاد والمالية العامة
بالمعهد العالي للإدارة وتكنولوجيا المعلومات
بكفر الشيخ

أثر الدين العام على التضخم عبر قناتي سعر الصرف وعرض النقود

دراسة قياسية للاقتصاد المصري

المستخلص:

استخدمت الدراسة بيانات سلسلة زمنية للاقتصاد المصري للفترة من ١٩٩٠ الى ٢٠٢٠ وذلك للتحقق من وجود أثر مباشر لتراكم الدين العام على معدل التضخم. وكذلك التحقق من وجود أثر غير مباشر من خلال تأثير الدين العام بشقيه الداخلي والخارجي على سعر الصرف وعرض النقود، وتأثير هذين المتغيرين على معدل التضخم في مصر. وأشارت النتائج الي عدم القدرة على التحقق من وجود الأثر المباشر إحصائيا. بينما تم التحقق من معنوية وجود الأثر غير المباشر من خلال القناتين. كما تم التحقق من أن نسبة عجز الموازنة العامة الي الناتج المحلي الإجمالي تؤثر معنويا بشكل موجب على معدل التضخم وهو ما يعني تحقق النظرية المالية لمستوي الأسعار. وتوصي الدراسة بالاهتمام بعلاج مشكلة تراكم الدين العام في البداية. وكذلك توصي بعمل مزيج من السياسة المالية والنقدية لمواجهة التضخم.

الكلمات المفتاحية: النظرية المالية لمستوي الأسعار، الدين العام ومعدل التضخم، الدين العام وسعر الصرف، الدين العام وعرض النقود.

The impact of public debt on inflation through the exchange rate and money supply channels

An econometric study of the Egyptian economy

Abstract:

The study used time series data for the Egyptian economy for the period from 1990 to 2020 to verify the existence of a direct impact of the accumulation of public debt on the inflation rate. As well as verifying the existence of an indirect effect through the effect of public debt, both internal and external, on the exchange rate and money supply, and the effect of these two variables on the inflation rate in Egypt. The results indicated the inability to statistically verify the existence of the direct effect. While the significance of the presence of the indirect effect through the two channels was verified. It was also verified that the ratio of the public budget deficit to the gross domestic product has a significant positive effect on the inflation rate, which means that the fiscal theory of the price level is achieved. The study recommends paying attention to treating the problem of public debt accumulation at the beginning. It also recommends a combination of fiscal and monetary policy to combat inflation.

Keywords: fiscal theory of price levels, public debt and inflation rate, public debt and exchange rate, public debt and money supply.

١. مقدمة:

يشهد الاقتصاد المصري في الآونة الأخيرة تزامن العديد من المشكلات الاقتصادية، ولعل من أهم هذه المشكلات ارتفاع حدة المديونية الداخلية والخارجية والارتفاع الكبير في معدلات التضخم. وهو ما يدفع الى الاهتمام باستكشاف أبعاد العلاقة بين العجز الكبير في الموازنة وارتفاع مستوى الدين العام من جهة وبين ارتفاع معدل التضخم في مصر من جهة أخرى.

وينشأ الدين العام بشكل رئيسي من عجز الموارد الضريبية للدولة عن تمويل برامج الأنفاق العام اللازمة لتحقيق الخطط الطموحة لهذه الدولة، ويتم تمويل هذا العجز في الموازنة العامة للدولة بشكل أساسي من خلال الاقتراض الداخلي والخارجي. وفي بيئة ترتفع فيها معدلات الفائدة قد تضر القروض العامة سواء الداخلية أو الخارجية بالتضخم واستقرار الاقتصاد الكلي.

فعلي عكس التفسير الأكثر قبولًا للتضخم على أنه ظاهرة نقدية، وأن السيطرة عليه تقع بشكل أساسي ضمن اختصاص السلطات النقدية، يرى Sergant and Wallace (1981) أن التضخم ظاهرة مالية وليست نقدية، فتراكم الديون وما يتبعها من زيادة في مدفوعات خدمة هذه الديون تمثل ضغطا على السلطات النقدية مما يفقد السياسة النقدية استقلاليتها ويجعلها تتبع الساسة النقدية. ومن المتعارف عليه تاريخياً أن الدين العام المرتفع قد يحفز الحكومات على رفع معدلات التضخم لتخفض من القيمة الحقيقية للدين العام، والتجربة الألمانية في التضخم الجامح في بداية العشرينات من القرن الماضي تؤيد هذه المخاوف فهي خير دليل على ارتباط الدين العام بالتضخم وهو ما حدث أيضا في نهاية الحرب العالمية الثانية في بعض البلدان المتقدمة.

وعلي الرغم من عدم ظهور هذه العلاقة بين الدين العام والتضخم بشكل صريح في النظريات الاقتصادية المتعارف عليها، إلا أنه يمكن الاستدلال عليها بشكل أوضح بدراسة القنوات التي يمكن أن يمارس الدين العام تأثيره على التضخم من خلالها، ويعتبر عرض النقود وسعر الصرف من أبرز هذه القنوات.

١-١ مشكلة الدراسة:

التمويل الخارجي ضـروري للعديد من البلدان المنخفضـة الدخل لتحقيق أهدافها الإنمائية. حيث يكمل الاقتراض الخارجي المدخرات المحلية ويسمح للاقتصاد بالقيام بأنشطة الاستثمار. ومن المتوقع أن يوفر التمويل اللازم للاستثمار في البنية التحتية والأنشطة الاقتصادية المنتجة مما يساهم في النمو الاقتصادي واستقرار الاقتصاد الكلي. وتتمثل المشكلة الرئيسية المرتبطة بالديون – وخاصة الديون الخارجية – في أنه إذا أصبح الدين غير مستدام، فقد يؤدي ذلك إلى تقلبات حادة في أسعار الصرف، ودفع رأس المال الأجنبي إلى الخارج وإضعاف الاستثمار الأجنبي المباشر في المستقبل. ففي منطقة الهشاشة المالية (التي تتميز بارتفاع الديون ومحدودية الوعاء الضريبي) يواجه صناع السياسة صدمات تضخمية تجبرهم على الاختيار بين قبول سعر فائدة أعلى لجعل التضخم على الهدف المعلن مسبقًا أو قبول معدلات تضخم أعلى (Araújo et al.,2020).

وبحسب بيانات البنك المركزي، فقد ارتفع كل من التضخم والدين العام بشكل كبير بعد أحداث يناير ٢٠١١، حيث بلغ الدين الخارجي ١٢٣.٤٩ مليار دولار في نهاية نوفمبر ٢٠٢٠ ليرتفع بوتيرة مضطردة الى ١٥٤.٩٨ مليار دولار في فبراير ٢٠٢٣، وهو ما يمثل نحو ٤٧٥٧ مليار جنيه وفقا لسعر الصرف الرسمي (٣٠.٧)، وارتفع الدين العام الداخلي في نفس الوقت إلى ٤٧٤٢ مليار جنيه، وقد بلغ معدل التضخم رقماً قياسيا جديداً ليصل الى ٣٢.٩٪ مقارنة ب ٩.٣٧٪ في يونيو ٢٠١٩.

وبالتالي فإن الدين العام المتزايد في مصر يمثل قضية هامه؛ نظرًا لأنه لا يوجد بلد يرغب أن يتحمل عبء المديونية الذي سوف تتوارثه الأجيال لسنوات عدة، كما يمكن للدين العام أيضًا أن يقيد قدرات وأهداف أي حكومة، لأنه يوفر خيارات أقل للسياسة المالية. ولكن الأخطر من ذلك، تأثير زيادة الدين العام على معدل التضخم ومدى استقرار الأسعار، سواء بشكل مباشر أو من خلال تأثيره على العديد من العوامل المسببة للتضخم.

ومن ثم تتمثل مشكلة البحث في الإجابة على السؤال التالي:

هل يؤثر الدين العام الداخلي والخارجي على استقرار الأسعار في مصر معبراً عنها بمعدل التضخم، وهل هذا التأثير ينتقل مباشرة من الدين العام للتضخم مباشر، أم بشكل غير مباشر من خلال التأثير عرض النقود وسعر الصرف، أم بشكل مباشر وغير مباشر في نفس الوقت؟

١-٢ أهداف البحث:

يهدف البحث الي دراسة الأثار المباشرة للدين العام بنوعيه الداخلي والخارجي على معدل التضخم في مصر، وكذلك الأثار غير المباشرة عبر قناتي عرض النقود وسعر الصرف. ويتضمن ذلك ما يلي:

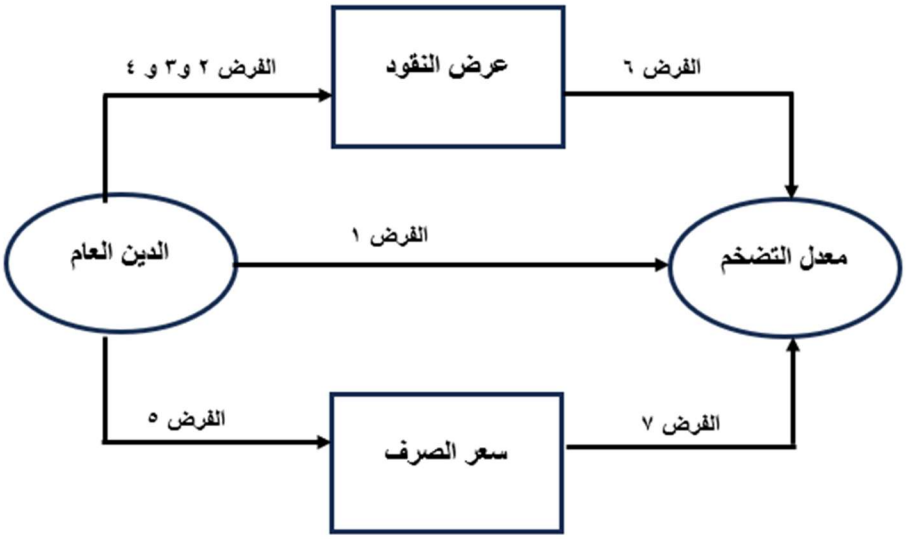
١- دراسة الأثر المباشر للدين العام الداخلي على معدل التضخم.
٢- دراسة أثر الدين العام الداخلي على العرض النقدي.
٣- دراسة أثر الدين العام الخارجي على العرض النقدي.
٤- دراسة أثر الدين العام الخارجي على سعر الصرف.
٥- دراسة أثر الدين العام الخارجي على سعر الصرف.
٦- دراسة أثر العرض النقدي على معدل التضخم.
٧- دراسة أثر الدين العام الخارجي على معدل التضخم.

١-٣ فروض البحث:

لتحقيق أهداف البحث السابق ذكرها، سوف يسعى البحث لاختبار صحة الفروض التالية:

١- توجد علاقة طردية معنوية بين كل من نسبة الدين العام بنوعيه ونسبة العجز في الموازنة العامة للدولة الى الناتج المحلي الإجمالي من جهة، ومعدل التضخم، وفق ما تفترضه النظرية المالية للتضخم.
٢- توجد علاقة طردية معنوية بين الدين العام الداخلي والعرض النقدي.
٣- توجد علاقة طردية معنوية بين الدين العام الخارجي والعرض النقدي.
٤- الدين العام الخارجي اقل تأثيراً في العرض النقدي من الدين العام الداخلي.
٥- توجد علاقة طردية ذات معنوية بين الدين العام الخارجي وسعر الصرف.
٦- توجد علاقة طردية معنوية بين العرض النقدي ومعدل التضخم.
٧- توجد علاقة طردية معنوية بين سعر الصرف ومعدل التضخم.

ويمكن تلخيص فروض البحث في الشكل التالي



شكل (١): فروض البحث

المصدر: من أعداد الباحثين.

١-٤ حدود البحث:

الحدود الزمنية للبحث: يهدف البحث إلى تحليل البيانات المتاحة عن الاقتصاد المصري التي يتيحها البنك الدولي في قاعدة بياناته والبنك المركزي ووزارة المالية ومركز دعم واتخاذ القرار في الفترة من ١٩٩٠ وحتى ٢٠٢٠.

الحدود المكانية للبحث: يركز البحث على الاقتصاد المصري.

١-٥ منهج البحث:

الدراسة تعتمد على المنهج القياسي وذلك من خلال اتباع الخطوات التالية:

أ- مراجعة الأدب النظري الاقتصادي.

ب- استنباط فروض الدراسة.

ج - اختبار فروض الدراسة قياسياً

١-٦ أهمية البحث:

تنبع أهمية هذا البحث من الأهمية القصوى للمشكلة التي يدرسها للاقتصاد المصري في الوقت المعاصر وذلك لتزامن الزيادة في معدلات التضخم مع الزيادة الكبيرة في تراكم المديونية الداخلية والخارجية وهو ما يدفع الي محاولة ترتيب الأولويات في التعامل مع هذه المشكلات.

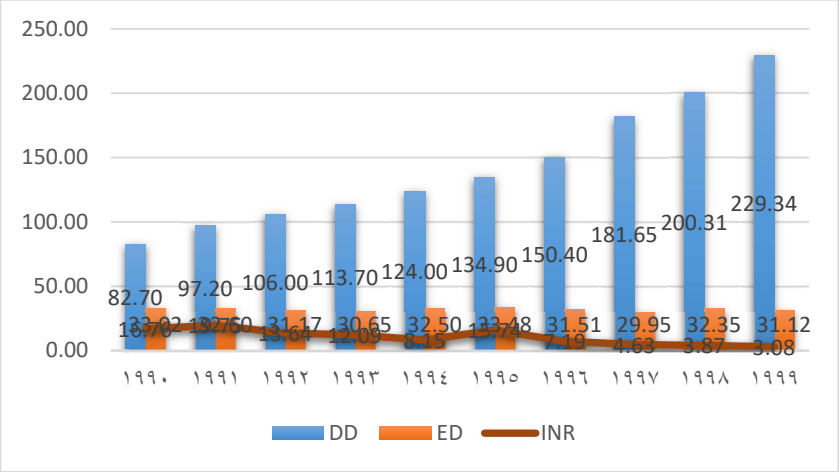
١-٧ خطة البحث

ينقسم البحث الى خمسة أقسام بالإضافة الي المقدمة وهي على عرض لتطور الدين العام ومعدلات التضخم في مصر خلال فترة الدراسة في القسم الثاني. ويخصص القسم الثالث لعرض الإطار النظري للأثر المباشر وغير المباشر للدين العام على معدل التضخم. ويتبع ذلك عرض للدراسات السابقة في القسم الرابع. بينما يخصص القسم الخامس للدراسة التطبيقية. على أن نختتم الدراسة بالنتائج والتوصيات.

٢. تطور الدين العام الداخلي والخارجي ومعدل التضخم في مصر:

يمكن استعراض التطورات التي حدثت بالمتغيرين الرئيسيين بالبحث خلال ثلاث مراحل زمنية متتابعة:

٢-١ المرحلة الأولى: من عام ١٩٩٠ الى عام ١٩٩٩:



شكل (٢): معدل التضخم والدين العام الداخلي والخارجي من عام ١٩٩٠ الى ١٩٩٩

المصدر: قاعدة بيانات البنك الدولي والبنك المركزي المصري.

في هذه المرحلة وعلى مستوى الدين العام الخارجي كما هو موضح في الشكل السابق، يلاحظ أنه بدأ يتناقص حيث تراجع من ٣٣.٠٢ مليار دولار عام ١٩٩٠ الى ٣٠.٦٥ مليار دولار عام ١٩٩٣، ثم تراجع مرة أخرى ليسجل ٢٩.٩٥ مليار دولار عام ١٩٩٧، ليرتفع بعد ذلك قليلاً مسجلاً ٣١.١٢ مليار دولار عام ١٩٩٩. وعلى مستوى الدين العام الداخلي، يلاحظ أنه تعرض لطفرات كبيرة خلال تلك الفترة، حيث سجل في عام ١٩٩٠ ما يقارب من ٨٢.٧٠ مليار جنية ليرتفع بعد ذلك لـ ١١٣.٧٠ مليار جنية عام ١٩٩٣ ليرتفع مرة أخرى في عام ١٩٩٦ مسجلاً ١٥٠.٤٠، ليواصل الارتفاع بعد ذلك في عامي ١٩٩٨ و١٩٩٩ محققاً ٢٠٠.٣١ مليار جنية و٢٢٩.٣٤ مليار جنية على التوالي.

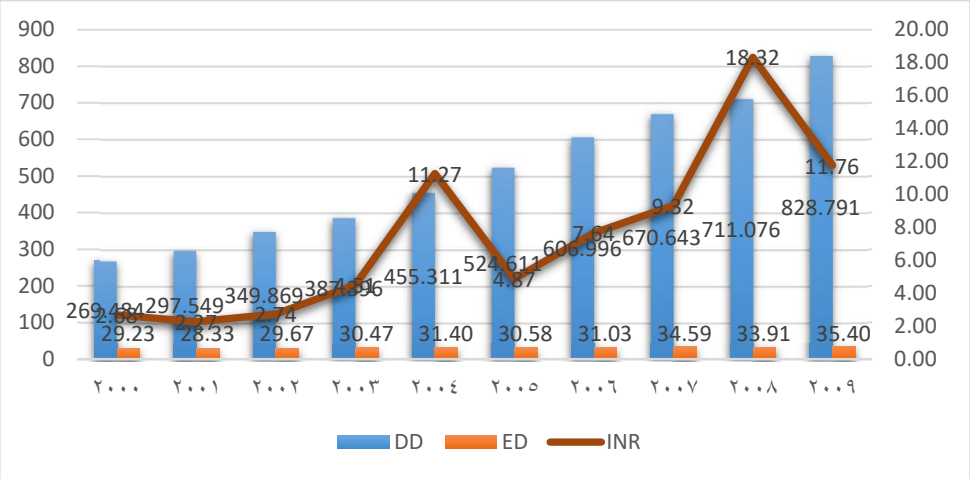
وتعود تلك التباينات في الدين العام الخارجي والداخلي للأسباب الأتية:

١- مشاركة مصر في حرب الخليج وتنازل الغرب عن جزء كبير من الدين الخارجي لمصر بما يسمي "نادي باريس"

٢- اتجاه صانعي السياسة المالية في مصر لتمويل العجز في الموازنة العامة الي الدين العام الداخلي بدلاً من الدين العام الخارجي.

وانعكاساً على معدل التضخم، يلاحظ أن معدل التضخم خلال تلك الفترة مر بتقلبات كثيرة، ففي بداية الفترة سجل ١٦.٧٦٪ عام ١٩٩٠ ليرتفع في عام ١٩٩١ مسجلاً ١٩.٧٥٪ لينخفض لـ ٨.١٥٪ في عام ١٩٩٤، ليعاود الارتفاع لـ ١٥.٧٤٪ في عام ١٩٩٥، ليبدأ بعد ذلك سلسلة من الانخفاض ليصل الى ٣.٠٨٪ عام ١٩٩٩.

٢-٢ المرحلة الثانية: من عام ٢٠٠٠ الى عام ٢٠٠٩:



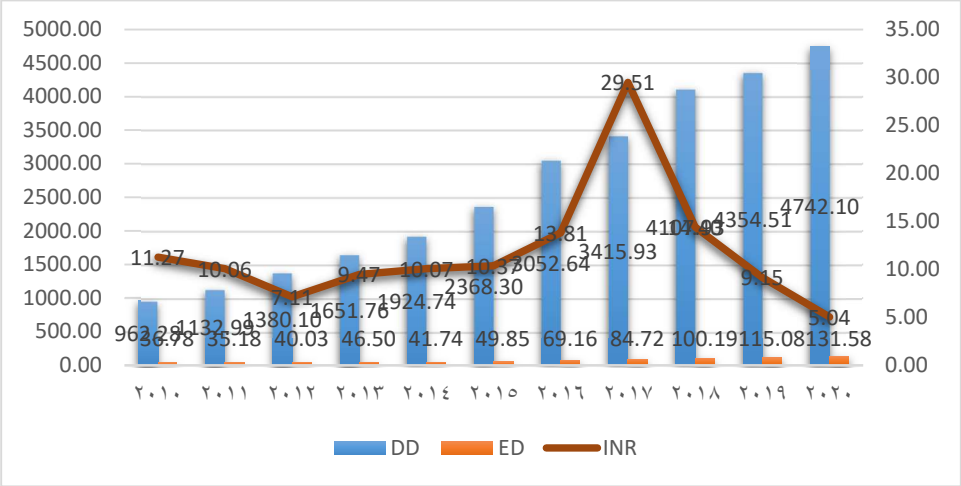
الشكل (٣): معدل التضخم والدين العام الداخلي والخارجي من عام ٢٠٠٠ الى ٢٠٠٩

المصدر: قاعدة بيانات البنك الدولي والبنك المركزي المصري.

على مستوى الدين العام الخارجي وكما هو موضح في الشكل السابق أستقر تقريباً خلال تلك الفترة، حيث سجل ٢٩.٢٣ مليار دولار عام ٢٠٠٠ ليرتفع قليلاً في عام ٢٠٠٤ مسجلاً ٣١.٤٠ مليار دولار ليواصل الارتفاع التدريجي ليسجل في عام ٢٠٠٩ ما يقارب من ٣٥.٤٠ مليار دولار. وعلى العكس من ذلك تماماً من ذلك فيما يخص الدين العام الداخلي حيث تتضاعف بما يزيد عن ثلاث أضعاف منذ بداية الفترة الي نهايتها، حيث بدأ الفترة مسجلاً ٢٦٩.٤٨ مليار جنية عام ٢٠٠٠ ليصل الى ٥٢٤.٦١ في عام ٢٠٠٥ ثم قفز الى ٨٢٨.٧٩ مليار جنية عام ٢٠٠٩. ويرجع السبب في ذلك هو اتجاه صانعي السياسة المالية لسد العجز في الموازنة العامة للدولة من خلال الدين العام الداخلي وليس الخارجي.

وانعكاساً على معدل التضخم خلال هذه الفترة، يلاحظ أنه في بداية الفترة أستقر تقريباً حيث سجل ٢.٦٨٪ عام ٢٠٠٠ ليرتفع قليلاً لـ ٤.٥١٪ عام ٢٠٠٣ ليقفز الى ١١.٢٧٪ عام ٢٠٠٤، لينخفض بعد ذلك الي ٤.٨٧٪ عام ٢٠٠٥ ليعود الي الارتفاع ليصل ١٨.٣٢٪ و١١.٧٦٪ على التوالي عامي ٢٠٠٨ و٢٠٠٩.

٢-٣ المرحلة الثالثة: من عام ٢٠١٠ الى عام ٢٠٢٠:



الشكل (٤): معدل التضخم والدين العام الداخلي والخارجي من عام ٢٠١٠ الى ٢٠٢٠

المصدر: قاعدة بيانات البنك الدولي والبنك المركزي المصري.

مرت مصر خلال تلك الفترة بأحداث سياسية وما تخلل خلال هذه الأحداث من عدم استقرار على المستويين الاقتصادي والسياسي انعكس ذلك وبدون أدنى شك على حجم الدين العام سواء الداخلي أو الخارجي.

فعلى مستوي الدين العام الخارجي وكما هو موضح في الشكل السابق، تضاعف خلال تلك الفترة بما يوازي الثلاث أضعاف، ففي حين أنه سجل في بداية الفترة ٣٦.٧٨ مليار دولار إلا انه في عام ٢٠١٣ وصل الى ٤٦.٥٠ مليار دولار، ليتضاعف في عام ٢٠١٧ مسجلاً ٨٤.٧٢ مليار دولار ليقفز الى ١٣١.٥٨ عام ٢٠٢٠، تعود تلك الارتفاعات الى حالة عدم الاستقرار الاقتصادي التي حدثت خلال تلك الفترة وما ترتب عليها من نقص في توافر النقد الأجنبي وكان الاتجاه الى توفيرها من خلال الاقتراض الخارجي.

وعلى مستوي الدين العام الداخلي، لم يختلف كثيراً عن الوضع السيئ للدين العام الخارجي، حيث تضاعف الدين العام الداخلي خلال تلك الفترة بما يقارب خمس أضعاف، حيث سجل في بداية الفترة ٩٦٢.٢٨ مليار جنية عام ٢٠١٠ ليقفز الى ١٣٨٠.١٠ مليار جنية عام ٢٠١٢ ليواصل الارتفاع ليصل الى ٢٣٦٨.٣٠ مليار جنية ليتضاعف في عام ٢٠٢٠ مسجلاً ٤٧٤٢.١٠ مليار جنية.

وانعكاساً على معدل التضخم، يلاحظ أنه خلال تلك الفترة وصل معدل التضخم الى اعلى قيمة له خلال فترة الدراسة مسجلاً ٢٩.٥١٪ عام ٢٠١٧ مدفوعاً بعملية تحرير سعر الصرف في أواخر عام ٢٠١٦، لينخفض بعد ذلك مسجلاً ١٤.٤٪ عام ٢٠١٨ ثم انخفض الى ٥.٠٤٪ عام ٢٠٢٠.

٣. الإطار النظري

٣-١ الإطار النظري للعلاقة المباشرة بين الدين العام ومعدل التضخم.

يقر Mishkin (2006) بأن التأثير التضخمي لعجز الموازنة يعتمد على تأثير هذا العجز على الطلب الكلي والوسائل التي يتم من خلالها تمويل العجز. وتقر النظرية الاقتصادية في المجمل بوجود تفاعل ديناميكي ثنائي الاتجاه بين عجز الموازنة والتضخم من خلال النظر في أثر عجز الموازنة على التضخم من ناحية، ومن ناحية أخرى تأثير التغذية المرتدة للتضخم المرتفع على عجز الموازنة من خلال التأثير السلبي للتضخم على الإيرادات الضريبية الحقيقية، ويُشار إلى هذا التأثير المتبادل عادةً باسم تأثير أوليفيرا تانزي (Olivera-Tanzi effect) Solomon and de Wet (2004). وفي الآونة الأخيرة، ظهرت النظرية المالية لمستوى الأسعار Fiscal Theory Of The Price Level (FTPL) كإطار تحليلي بديل لدور السياسة المالية كعامل رئيسي في استقرار الاقتصاد الكلي. وتقر هذه النظرية بأن التضخم يخضع أيضًا لسيطرة السلطة المالية، حيث أن البنك المركزي قد لا يكون قادرًا على الالتزام بهدف التضخم، إما لأن نمو عرض النقود تمليه السلطة المالية، أو لأن السياسة المالية تؤثر بشكل مستقل على مستوى الأسعار ومعدل التضخم Fanizza and Soderling (2006).

٣-١-١نظرية عبء الديون المفرطة Debt overhang theory

تم تطوير هذه النظرية بواسطة Krugman (1988) وطبقا لهم يعرف "عبء الديون المفرطة على أنه وجود ديون متراكمة مرتفعة للغاية بحيث لا يتوقع المقرضون سدادها بالكامل بثقة. وتظهر النظرية أنه إذا تجاوز دين بلد ما قدرة الاقتصاد على السداد، فإن التكاليف المتوقعة لخدمة الدين ستثبط الاستثمار. ويؤكد Sachs (1996) أن عبء الديون الخارجية الثقيل على البلدان المنخفضة الدخل يعيق النمو الاقتصادي. فمن المرجح أن يؤدي الدين العام الضخم إلى زعزعة استقرار الاقتصاد من خلال زيادة عجز الموازنة. ويميل دفع تكاليف خدمة الدين من خلال زيادة الضرائب إلى إضعاف النمو بسبب التأثير المشوه للضريبة وهو ما يقلل من العرض الكلي ويرفع الأسعار. ومن ناحية أخري يثير الدين العام الضخم احتمالات تمويل خدمة الدين من خلال سياسات مشوهة مثل خفض الاستثمار والتمويل التضخمي.

ويجادل Agner and Montiel (1999) بأنه إذا لم يكن من الممكن التنبؤ بالضرائب المستقبلية، فقد تتأثر الشركات الخاصة سلبًا إلى جانب تثبيط عزيمة واضعي السياسات. فوجود عجز في الموازنة العامة يخلق حالة من عدم اليقين بشأن الضرائب المستقبلية وتختار الشركات الانتظار أو تقليل استثماراتها، كما يمكنهم أيضًا أن يقرروا الاستثمار في المشاريع عالية المخاطر ذات العوائد المرتفعة أو نقل استثماراتهم إلى الخارج. ومن المرجح أن تؤثر ضريبة التضخم وعدم اليقين وهروب رأس المال على مستوى الأسعار وسعر الصرف.

٣-١-٢ تأثير أوليفيرا تانزي Olivera-Tanzi effect:

يوضح هذا التأثير بأن علاقة عجز الموازنة بالتضخم عبارة عن تفاعل ثنائي الاتجاه. وهذا يعني أن عجز الموازنة لا ينتج عنه ضغوط تضخمية من خلال تأثيره على المجاميع النقدية والتوقعات العامة فحسب، بل يؤدي أيضًا ارتفاع التضخم الى تأثير مرتد يرفع من عجز الموازنة العامة، فالتضخم المرتفع خلال فترات التأخر الزمني في تحصيل الضرائب يقلل من عائدات الضرائب الحقيقية وبالتالي يعتبر انخفاض في الإيرادات الحقيقية للحكومة، والذي يعتبر في حد ذاته عامل مساهم في عملية التضخم من خلال زيادة المعروض النقدي اللازم لتمويل هذا العجز الناجم عن التضخم، لذلك توجد عملية تغذية مرتدة، فاستمرار عجز الموازنة يدعم التضخم، مما يؤدي بدوره إلى انخفاض الإيرادات الضريبية الحقيقية؛ ثم يستلزم الانخفاض في إيرادات الضرائب الحقيقية زيادة أخرى في عجز الموازنة وما إلى ذلك (Solomon and de Wet ,2004).

٣-١-٣ النظرية المالية للتضخم:

تؤكد النظرية المالية للتضخم Fiscal Theory Of The Price Level (FTPL) أن مستوى السعر يتم تحديده إلى حد كبير من خلال الاعتبارات المالية. وتأتي النظرية في نسختين: الشكل التقليدي والإصدار الجديد. حيث تفترض النظرية في نسختها التقليدية أن التضخم هو في الواقع ظاهرة نقدية، لكن نمو النقود تمليه السلطة المالية. وبالتالي، فإن البنك المركزي لا يتحكم في المعروض النقدي بشكل مطلق. فإذا كانت السياسة النقدية موجهة لعجز الموازنة، فسيستمر عرض النقود في الزيادة ويزيد معه الطلب الكلي مما يؤدي إلى زيادة

الإنتاج فوق مستوى التشغيل الطبيعي، ثم يؤدي تزايد الطلب على العمالة إلى رفع الأجور، مما يؤدي إلى حدوث انخفاض في إجمالي العرض حتى يصل إلى النقطة التي يعود فيها الاقتصاد إلى المستوى الطبيعي للتشغيل مع بقاء الأسعار عند مستواها المرتفع (Solomon and de Wet 2004).

وتفترض النظرية أن الدين العام يولد تأثيرًا للثروة والذي بدوره يخلق طريقًا للتضخم حيث يزيد الدين العام من الثروة المالية لدي الأفراد بما يملكونه من أوراق مالية حكومية مما يؤدي إلى زيادة إنفاقهم الاستهلاكي بفعل أثر الثروة، وهو ما قد يؤدي إلى ضغوط تضخمية.

وبالرغم من أن تحليل الكينزيون والنقديون متوافق فيما يخص التحركات في الطلب والعرض، إلا أن الاختلاف الوحيد يكمن في التوقيت، حيث يؤكد النقديون أن رد فعل العرض سيكون سريعًا بحيث لا يظل الناتج أعلى من مستواه الطبيعي لفترة طويلة، بينما يعتقد الكينزيون أن هذا التعديل سيكون أبطأ بكثير.

بينما تقر النسخة الجديدة من النظرية المالية للتضخم أنه حتى لو لم يتغير نمو عرض النقود، فإن السياسة المالية تؤثر بشكل مستقل على مستوى الأسعار ومعدل التضخم. وبالتالي، فإن البنك المركزي قد يكون غير قادر على الالتزام بهدف التضخم، لأن التضخم ليس بالضرورة ظاهرة نقدية Komulainen and Pirttila (2000).

وتنبع النظرية بنسختيها من قيد الموازنة الحكومية Government Budget Constraint والذي يقر بأن القيمة الحقيقية الحالية للدين العام لابد أن تساوي القيمة الحقيقية الحالية للإيرادات الضريبية وللإصدار النقدي، وبالتالي ينطوي أي ارتفاع في الدين العام نتيجة عجز الموازنة المستمر على التوقع بارتفاع في التضخم، وهو ما يعتبر عامل لحدوث التضخم بالفعل، فتقر النظرية أنه إذا كانت التوقعات المالية تجعل الأفراد والاقتصاديين لا يثقون في قدرة الحكومة أو رغبتها في توليد فوائض أولية كافية لسداد الديون المستحقة، فقد لا تكون السياسة النقدية الانكماشية كافية لضمان استقرار الأسعار Fanizza and Soderling (2006); Murshed, et al., (2018).

٣-٢ الإطار النظري للعلاقة غير المباشرة بين الدين العام ومعدل التضخم.

بالإضافة الي محاولات ربط تحركات الدين العام مباشرة بسلوك معدلات التضخم، لجأ العديد من الاقتصاديين الي تفصيل لبعض القنوات التي يمكن للدين العام أن يؤثر من خلالها على معدلات التضخم ونذكر أهمها فيما يلي:

٣-٢-١ قناة المعروض النقدي

يعد عرض النقود أحد العوامل المهمة المسؤولة عن التغيرات في متغيرات الاقتصاد الكلي في الاقتصاد وله أهمية أساسية في الاستقرار الاقتصادي. إن الجدل حول دور عرض النقود في تحديد مستوى السعر قديم وله أهميته في جميع الفترات الزمنية. وفقًا لنظرية كمية النقود، فإن التضخم هو دائمًا وفي كل مكان ظاهرة نقدية، تنتج في المقام الأول عن طريق نمو سريع غير مبرر في كمية النقود. لا يؤكد فريدمان أن الزيادة في معدل نمو عرض النقود هي السبب الوحيد للتضخم على المدى الطويل، ولكنها السبب الأكثر أهمية فقط (Ahmad & Yadav,2016).

في حالة اقتراض الحكومة مباشرة من البنك المركزي، يقوم البنك المركزي بزيادة القاعدة النقدية بمبلغ مكافئ لمبلغ الدين، وهو الأمر الذي يزيد من المعروض النقدي الذي يؤثر بدورة في معدل التضخم. وفي حالة الاقتراض من الجمهور، وبعد تراكم الديون لمستوى كبير سيتردد الأفراد في الحصول على المزيد من الديون الحكومية، لأنهم سيشكون في قدرة الحكومة على خدمتها، وهو الأمر الذي سيؤدي إلى اللجوء إلى بعض المصادر التمويلية الأخرى التي قد يكون لها فعل تضخمي (Sargent and Wallace, 1981).

وعند قيام الحكومة بالاقتراض من العالم الخارجي لتمويل عجز الموازنة، يري Koluri & Giannaros (1987) أن البنوك المركزية تستجيب لتراكم الديون الخارجية نسبة إلى الدخل القومي من خلال زيادة المعروض النقدي لمنع ارتفاع قيمة العملة المحلية. وبالتالي، فإن تأثير الدين الخارجي على عرض النقود يعتبر إيجابيا. وبالتطبيق على بيانات البرازيل والمكسيك وجدا أن خمسين إلى ستين في المائة من التباين في نمو عرض النقود فيهما يعزى إلى تباين الدين الخارجي.

ومن ثم فإنه توجد علاقة قوية بين الدين العام بشقيه الداخلي والخارجي والمعروض النقدي. وهي النتائج التي أكدها كل من Marshal (2020); Mohanty and Panda (2020); Durguti (2020); Murshed, et al., (2018); Ssebulime and Edward (2019).

٣-٢-٢ قناة الثروة (أثر الثروة):

يجادل Kwon et al. (2006) بأن النظرية المالية لمستوي الأسعار تحدد تأثير الثروة للدين الحكومي كقناة إضافية للتأثير المالي على التضخم. وتفترض النظرية أن زيادة الدين الحكومي يزيد من ثروة القطاع العائلي، حيث تمثل الأوراق المالية الحكومية زيادة في الأصول المالية الموجودة في المجتمع في حوزة الأفراد، وبالتالي زيادة الثروة في المجتمع، وهو الأمر الذي ينعكس على ارتفاع الإنفاق الاستهلاكي وزيادة الطلب الكلي بفعل مضاعف الإنفاق وهو ما يؤدي في النهاية إلى ارتفاع التضخم.

٣-٢-٣ قناة سعر الفائدة:

يمكن أن يؤدي ارتفاع الدين العام إلى التضخم من خلال تأثير المزاحمة. حيث تؤدي الزيادة في عجز الحكومة إلى رفع أسعار الفائدة، الأمر الذي يؤدي بدوره إلى انخفاض الاستثمار المحلي الخاص. مع انخفاض القدرة الإنتاجية المستقبلية للبلاد، ينخفض إجمالي العرض، وتزداد الأسعار (Helmy, 2022).

بالإضافة إلى أن ارتفاع أسعار الفائدة، يزيد تكلفة الاقتراض الحكومي مما يزيد من مدفوعات خدمة الدين ونفقات الموازنة المستقبلية. وإذا اعتبر البنك المركزي أن ارتفاع أسعار الفائدة أمر غير مرغوب فيه، فإنه يميل بعد ذلك إلى شراء السندات لدعم أسعارها وخفض أسعار الفائدة، وبالتالي ستؤدي عمليات السوق المفتوحة المستمرة من قبل البنك المركزي إلى زيادة المعروض النقدي بشكل مستمر وتؤدي في النهاية إلى ارتفاع معدلات التضخم.

كما أن الفوائد المرتفعة الناجمة عن تراكم المديونية العامة تمثل دخولا للمقرضين يمكن أن تسبب بدورها مصدرا للزيادة في الطلب الكلي.

٣-٢-٤ قناة سعر الصرف:

سعر الصرف مؤشر مهم ومفيد للأداء الاقتصادي. فالتقلبات العالية في أسعار الصرف تخلق حالة من عدم اليقين بشأن الأرباح التي يمكن جنيها من الأنشطة الاقتصادية المختلفة، وبالتالي يمكن أن يقلل من حافز الشركات على الاستثمار. ولأن معظم القروض تأتي مع الفائدة المرفقة، يترتب على تراكم المديونية الخارجية زيادة خدمة الديون. وتنطوي خدمة الدين الخارجي على طلب على العملات الأجنبية وهو ما يميل إلى التأثير على سعر الصرف في البلاد (SIMBI et al.,2016).

إذا اعتمد هيكل الدين العام على الاقتراض من الخارج فسوف يكون سعر الصرف إحدى أهم الممرات التي تنقل أثر الدين العام خاصة في الاقتصاديات التي تتسم بدرجة كبيرة من الانفتاح مع العالم الخارجي، وتزيد من أهمية هذه القناة في الدول النامية إذ تتمتع معظمها بأسواق مالية ذات درجة محدودة من التطور، ويؤثر التغير في سعر الصرف في الاقتصاد المحلى من خلال تأثيره على حجم التجارة الخارجية والميزان التجاري وميزان المدفوعات، ومن ثم تكلفة الاستيراد التي تنعكس بدورها على مستوى الأسعار في الأجل القصير (Zareei et al., 2022)، وذلك من خلال تأثيره على الاستثمار الخارجي وتدفق راس المال وبالتالي على العرض الكلي ومستوى الأسعار في المدى الطويل. فكما يشير مبدأ العجز التوأم، فإن فجوة الموارد المحلية التي يشكل عجز الموازنة العامة جزءاً منها سوف تنعكس على فجوة الموارد الخارجية، وفي حال قيام الحكومة بسداد أقساط خدمة الدين الخارجي فسوف يمثل ذلك زيادة في الطلب على العملات الأجنبية، مما ينتج عنه في النهاية انخفاض سعر صرف العملة المحلية وحدوث التضخم.

فيؤثر سعر الصرف على الطلب والعرض الكليين في الأجلين الطويل والقصير، مما يؤثر بدوره على معدل التضخم بصورة غير مباشرة، فبالنسبة لجانب الطلب يؤدى التراجع في قيمة العملة إلى انخفاض أسعار الصادرات وزياد أسعار الواردات مما ينتج عنه نمو الصادرات وزيادة كل من الطلب الكلى والناتج، فتزيد معدلات التضخم، أما بالنسبة لجانب العرض فيؤدى انخفاض سعر صرف العملة المحلية إلى زيادة أسعار المواد الخام المستوردة، مما يدفع

المشروعات الى زيادة أسعار السلع المحلية، ويترتب على ذلك زيادة معدل التضخم حتى في حالة عدم تغير مستوى الطلب الكلى، كما يؤثر انخفاض سعر الصرف للعملة المحلية على التضخم مباشرة عن طريق زيادة أسعار الواردات أو الأسعار المحلية للسلع والخدمات التي تدخل في التجارة الدولية، مما يؤدى إلى ارتفاع معدلات التضخم.

٤. الدراسات السابقة:

يمكننا في هذا المجال تقسيم الدراسات السابقة أيضا الي قسمين يتناول الأول منهما الدراسات التي تناولت العلاقة المباشرة بين تراكم الدين العام ومعدلات التضخم، على أن يتناول القسم الثاني بعض الدراسات التي تبحث في تأثير تراكم المديونية على القناتين محل الاهتمام في هذا البحث وهما عرض النقود وسعر الصرف.

٤-١ الدراسات السابقة التي تناولت العلاقة المباشرة بين الدين العام ومعدل التضخم.

أوضحت العديد من الدراسات مثل Niepelt (2004); Cochrane (2005); and Leeper& *Yun* (2006) أن ارتفاع مستوى الدين العام يؤدي إلى ارتفاع مستوى المخاطر وبالتالي ارتفاع مستويات أسعار الفائدة مما يزيد من أثر الإزاحة وبالتالي تقويض عملية استقرار الأسعار. توافق مع هذا الرأي دراسة Bildirici and Ersin (2007) حيث تناولت العلاقة بين الدين العام الداخلي ومعدل التضخم في الدول التي تواجه معدلات مرتفعة من التضخم وتوصلت إلى وجود علاقة طردية بين نمو الدين العام الداخلي ومعدل التضخم وأيضا مع تكلفة الدين العام، في حين قامت دراسة Kannan and Singh (2009) بدراسة التأثير الديناميكي لعجز الموازنة والدين العام علي متغيرات الاقتصاد الكلي (التضخم، سعر الفائدة، الفجوة التجارية، الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي)، وذلك باستخدام نموذج 2SLS وتوصلت إلى أن عجز الموازنة والدين العام لهما تأثير سلبي على متغيرات الاقتصاد الكلي ومن ضمنهم معدل التضخم، وذلك في المدى المتوسط إلى الطويل. وبحث Karakaplan (2009) في كيفية تأثير الدين الخارجي على التضخم وما إذا كان هذا التأثير يختلف باختلاف تطور السوق المالية باستخدام panel data تشمل ١٢١ دولة وفترة ١٩٦٠-٢٠٠٤ وتوصل الى

أن الدين العام الخارجي أقل تضخمًا في الاقتصادات ذات الأسواق المالية المتطورة. كما أن معاملات المتغيرات تختلف في مجموعات البلدان، مما وتوصل يعني أن العلاقات غير متجانسة عبر البلدان.

بينما تناولت دراسة Reinhart and Rogoff (2010) العلاقة بين الدين العام والتضخم من وجهة نظر أخرى، حيث أوضحت أن الديون العامة التي نشأت خلال الحروب تأثيرها على التضخم أقل حدة من تلك الديون التي تراكمت أثناء السلم، لان النمو الاقتصادي بعد الحرب يميل إلى الارتفاع عن طريق تحويل تخصيص القوى العاملة من اقتصاديات الحرب الي الاقتصاد المدني، إلى جانب ذلك تخلق عملية انفجار الديون في أوقات السلم في كثير من الأحيان ديناميكيات اقتصادية غير مستقرة يمكن أن تستمر لفترات طويلة وينتج عنها ضغوط تضخمية. في حين تحققت دراسة Ahmad, et al,. (2012) من تأثير الدين العام على معدل التضخم بالتطبيق على الاقتصاد الباكستاني خلال الفترة من ١٩٧٢ الى ٢٠٠٩، وتوصلت إلى أن الدين العام الداخلي وخدمته يزيدان من معدل التضخم، حيث أثبتت أن هناك علاقة طردية ذات دلالة إحصائية معنوية بين حجم الدين العام الداخلي وخدمته ومعدل التضخم.

تابع ذلك دراسة Da Veiga, et al., (2014) التي قامت بدراسة أثر الدين العام على النمو الاقتصادي ومعدل التضخم، باستخدام Panel Data بالتطبيق على 52 دولة أفريقية وذلك بين عامي 1950 و 2012 ، وتوصلت الدراسة بأن الدين العام يؤثر سلباً على النمو الاقتصادي وذلك عند مستوى معين للدين العام، حيث أثبتت أن العلاقة بين النمو الاقتصادي والدين العام يأخذ شكر حرف U معكوس، حيث يرتفع معدل النمو مع الزيادة في نسبة الدين العام الى الناتج المحلي الإجمالي ويصل الى أقصي قيمة له حينما تصل نسبة الدين العام إلى ٦٠٪ من الناتج المحلي الإجمالي ولكن عندما تصل نسبة الدين إلى الناتج المحلي الإجمالي ما بين ٦٠-٩٠٪ ، ينخفض معدل النمو الاقتصادي و يستمر في الانخفاض عندما تتجاوز النسبة ٩٠٪. ويسلك معدل التضخم عكس سلوك معدل النمو الاقتصادي خلال

هذه المراحل. في حين أشارت دراسة Romero and Marin (2017) الى أن فعالية السياسة النقدية في السيطرة على التضخم تعتمد بشكل حاسم على تنسيقها مع السياسة المالية، حيث يقر الباحثان بأنه حتى عندما تكون الصلة التقليدية بين النقود ومستوى الأسعار والتضخم فاعلة، فإن السياسة النقدية الانكماشية يمكن أن تكون غير فاعلة في مكافحة التضخم، ويرجع ذلك إلى حقيقة أنه مع طرح المزيد من السندات الحكومية وعدم حدوث تغييرات في السياسة المالية المستقبلية، فإن جزءًا من الالتزامات الحكومية يجب أن يتم تغطيته عن طريق الإصدار النقدي الجديد للتمويل بالعجز في وقت ما في المستقبل.

في حين استنتجت دراسة Murshed, et al., (2018) بالتطبيق على اقتصاد بنجلادش أن هناك علاقة طردية ذو دلالة معنوية بين عجز الموازنة على معدل التضخم أقوى من العلاقة الطردية بين النمو في المعروض النقدي ومعدل التضخم، بينما أوضحت دراسة Cherif and Hasanov (2018) العلاقة بين الدين العام ومعدل التضخم من زاوية أخرى، حيث تناولت استجابة الدين العام الأمريكي للصدمات الاقتصادية، وتوصلت إلى أن صدمات التضخم تؤثر سلباً في نسبة الدين العام الى الناتج المحلي الإجمالي. توافق مع ذلك الرأي دراسة Ssebulime and Edward (2019) حيث توصلت إلى وجود علاقة موجبة لعجز الموازنة العامة على معدل التضخم، وذلك بالتطبيق على الاقتصاد الأوغندي، لكن لم يستدل على وجود أثر مرتد من ارتفاع معدل التضخم على عجز الموازنة.

كما فحص Ezeanyeji et al. (2019) العلاقة بين الدين العام والتضخم في نيجيريا للفترة من ١٩٨١ إلى ٢٠١٧. باستخدام التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ وتوصل الي أن الدين العام وسعر الصرف وعرض النقود لها تأثير إيجابي وهام على التضخم في نيجيريا. كما أن تأثير معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي غير معنوي على التضخم في نيجيريا.

وبالتطبيق على الاقتصاد النيجيري خلال الفترة من ١٩٦٠ الى ٢٠١٦، توصلت دراسة Marshal (2020) أن هناك علاقة سببية من الدين العام الى التضخم، وبالتطبيق على عينة

من الدول النامية توصلت دراسة Sunder (2020) إلى وجود تأثير موجب للدين الداخلي الحقيقي على معدل التضخم، وأضافت أن الحكومات قد تلجأ الى رفع معدلات التضخم لتخفيف من أعباء الدين العام. بينما تعارض مع ذلك الرأي دراسة Mohanty and Panda (2020) من خلال التطبيق على الاقتصاد الهندي خلال الفترة من ١٩٨٠ إلى ٢٠١٧، حيث توصلت بان الدين العام له تأثير غير واضح على التضخم. في حين أن دراسة Durguti (2020) أثبتت أن هناك علاقة موجبة قوية بين عجز الموازنة والدين العام من ناحية ومعدل التضخم من ناحية أخرى وذلك بالتطبيق على دول غرب البلقان.

وفي نفس الاتجاه بحث Aimola & Odhiambo (2021) في تأثير الدين العام على التضخم في غانا باستخدام البيانات السنوية خلال الفترة ١٩٨٣-٢٠١٨. وتوصلا الى وجود تأثير معنوي موجب للدين العام على التضخم في الأجل القصير والطويل. بينما اختبر Mehmeti & Deda (2022) أثر الزيادة في الدين العام على زيادة التضخم في حالة كوسوفو ومقدونيا الشمالية باستخدام بيانات من ٢٠٠٨ إلى ٢٠٢١. وتوصلا الي أن الدين العام ومعدل الفائدة والانفتاح التجاري والناتج المحلي الإجمالي كان لها تأثير معنوي على التضخم بينما أظهرت الاستثمارات الأجنبية المباشرة نتائج غير معنوية.

وعلى مستوى الدين الخارجي أثبتت دراسة Cahyadin and Ratwianingsih (2020)وجود علاقة طردية قوية بين الدين الخارجي وتقلبات سعر الصرف وبالتالي وجد أثر للدين الخارجي على تقلبات الأسعار وذلك بالتطبيق على مجموعة من الدول الأسيوية. توافقت مع ذلك دراسة Melaku (2020) حيث أوضحت أن هناك علاقة طردية بين الدين الخارجي ومعدل التضخم وذلك بالتطبيق على الاقتصاد الأثيوبي في الأجل الطويل. في حين تكون العلاقة غير معنوية في الأجل القصير. وبالتطبيق على الاقتصاد الأرجنتيني توصلت دراسة Libman and Palazzo (2020) بأن الاستدانة من الخارج قد رفعت معدلات المخاطرة على العملة المحلية وبالتالي تصعبت عملية كبح التضخم.

جانب أخر من الدراسات تناول رغبة الحكومة في رفع معدلات التضخم مثل دراسات كل من (Krause and Moyen (2016), Da Veiga, et al., (2016), Akitoby, et al., (2017), Di Bartolomeo, et al., (2013), Aizenman and Marion (2011), and Menna and Tirelli (2017)) وقد أوصت الدراسات إلى أن إحداث معدل تضخم متوسط سوف يكون له أثر جيد على خفض القيمة الحقيقية للدين الحكومي دون إحداث أضرار جسيمة لعملية النمو الاقتصادي.

وعلى الصعيد المصري تناولت بعض الدراسات التطبيقية طبيعة وأسباب التضخم في مصر (Metwally and Al-Sowaidi 2004; El-Sakka and Ghali 2005) بأن التمويل النقدي لعجز الموازنة كان مهمًا كعامل محدد للتضخم، فقد أوضح آخرون (Fanizza and Soderling 2006)أنه على الرغم من النمو النقدي المعتدل نسبيًا خلال الفترة ١٩٩٨-٢٠٠٥، كانت القضايا المالية غير المعالجة سببًا رئيسيًا لعدم نجاح مصر في كبح ضغوط الأسعار، مما أدى إلى ارتفاع كبير في سعر الصرف الحقيقي وفي النهاية انهيار في نظام سعر الصرف الثابت. وهكذا، تؤكد الدراستان السابقتان أن السياسة المالية تؤثر بشكل فعال في استقرار الأسعار في مصر بسبب تأثيرها على نمو النقود (أي أن التضخم هو في نهاية المطاف ظاهرة نقدية)، بينما يرى Fanizza and Soderling (2006) أن التغييرات في السياسة المالية تؤثر في مستوى الأسعار حتى في ظل نمو المعروض النقدي بشكل محدود (أي أن التضخم ليس بالضرورة ظاهرة نقدية كما تقر النظرية المالية لمستوى الأسعار).

كما بحثت Helmy (2022) في تأثير الدين الخارجي لمصر على مستوى أسعارها باستخدام بيانات شهرية تمتد من ٢٠٠٠ إلى ٢٠٢٠ باستخدام ARDL واستخدام مؤشر أسعار الجملة في مصر لحساب التضخم، وتوصلت الي أن الدين الخارجي يرفع الأسعار على المدى القصير والطويل. علاوة على ذلك، وجد أن عرض النقود وسعر الفائدة يؤديان أيضًا إلى زيادة الأسعار على المدى الطويل على الرغم من انخفاضها على المدى القصير. أخيرًا، يؤدي ارتفاع الأسعار الدولية للمنتجات الأولية إلى تحفيز الأسعار المحلية على المديين القصير والطويل، بينما يؤدي انخفاض قيمة العملة المحلية إلى تفاقم التضخم على المدى القصير والطويل أيضًا.

٤-٢ الدراسات السابقة التي تناولت تأثير الدين العام على قنوات الانتقال.

فيما يتعلق بأثر الدين العام على عرض النقود وجد Koluri & Giannaros (1987) بالتطبيق على بيانات البرازيل والمكسيك في الفترة من ١٩٥٠ الي ١٩٨١ أن البنوك المركزية تستجيب لتراكم الديون الخارجية نسبة إلى الدخل القومي من خلال زيادة المعروض النقدي لمنع ارتفاع قيمة العملة المحلية. وبالتالي، فإن تأثير الدين الخارجي على عرض النقود يعتبر إيجابيا. وكذلك وجدت Helmy (2022) باستخدام بيانات شهرية تمتد من ٢٠٠٠ إلى ٢٠٢٠ للاقتصاد المصري أن سببية جرانجر تنتقل من الدين الخارجي إلى عرض النقود. في حين حاول Hassan & Teleb (2022) التعرف على محددات عرض النقود في مصر باستخدام بيانات من ٢٠٠٤ إلى ٢٠١٩, وتوصلا الي الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ومعدل الخصم، وعجز الميزانية، وصافي الأصول الأجنبية لها آثار معنوية طويلة الأجل على المعروض النقدي، في حين أن سعر الصرف وصافي الأصول المحلية ليس لها أي تأثير.

أما بالنسبة لأثر تراكم الدين العام على سعر الصرف فقد تناول SIMBI et al. (2016) محددات سلوك سعر الصرف في رواندا للفترة من ٢٠٠٠ – الربع الأول – ٢٠١٥ – الربع الرابع. باستخدام المربعات الصغرى العادية(OLS) ، وأكدوا على التأثير الإيجابي لعرض النقود بالمعنى الواسع، ومعدل الخصم، والدين العام الخارجي، والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي على سعر الصرف مع عدم معنوية الميزان التجاري. بينما فحص Aderemi et al. (2020) العلاقة بين الدين الخارجي وتقلبات أسعار الصرف في نيجيريا خلال الفترة من ١٩٨١ إلى ٢٠١٨ باستخدام نموذج ARDL وتوصلوا الي أن الديون الخارجية ومدفوعات خدمة الدين والاحتياطي الأجنبي لهم تأثير معنوي موجب على تقلبات أسعار الصرف في المدى القصير في نيجيريا. وفي نفس الاتجاه درس Abdelgany (2020) محددات سعر الصرف في مصر باستخدام ARDL لبيانات سنوية للفترة من ١٩٩٠ الى ٢٠١٦ وقد كشفت نتائج هذه الدراسة أن احتياطيات النقد الأجنبي والمعروض النقدي لها تأثير معنوي إيجابي على سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل، كما أن الانفتاح التجاري واحتياطيات النقد الأجنبي لهما تأثير معنوي وإيجابي على سعر الصرف الحقيقي على المدى القصير. واستهدف Rosyadi & Putra (2022) تحديد تأثير الدين الخارجي وصافي الصادرات على حركة

سعر صرف الروبية مقابل الدولار الأمريكي والنمو الاقتصادي في إندونيسيا خلال الفترة ١٩٨٨-٢٠١٩. واستخدما لذلك تحليل الانحدار الخطي المتعدد باستخدام تحليل المسار لتحديد التأثير المباشر أو غير المباشر. وأظهرت النتائج أن للديون الخارجية وصافي الصادرات تأثير معنوي موجب على سعر الصرف. وأيضا للدين الخارجي تأثير معنوي موجب على النمو الاقتصادي، بينما كان تأثير صافي الصادرات على النمو الاقتصادي غير معنوي، أما عن تأثير سعر الصرف على النمو الاقتصادي فقد كان معنوي وسلبي. ولنفس الهدف استخدم Zareei et al. (٢٠٢٢) عرض النقود والناتج المحلي الإجمالي ومعدل الفائدة الاسمي وسعر الصرف في السوق وصدمات أسعار النفط والدين الخارجي. باستخدام البيانات السنوية لإيران للفترة من ١٩٨١ إلى ٢٠١٧. وأظهرت النتائج أن الدين الخارجي كان له أثر معنوي موجب على سعر الصرف.

٤-٣ التعليق على الدراسات السابقة.

باستعراض الدراسات السابقة نجد انه بالنسبة للأثر المباشر لتراكم الدين العام على معدلات التضخم تتجه معظم الدراسات الى تأكيد التأثير المعنوي الموجب أو الطردي للدين العام في الدول النامية بشكل خاص، بينما لم يتم دراسة أثر الدين العام بشقيه الداخلي والخارجي في الدراسات التي أمكن عرضها للاقتصاد المصري، فبينما تناولت دراستين أثر العجز المالي، ركزت الدراسة الثالثة على أثر الدين العام الخارجي فقط.

أما للأثار غير المباشرة للدين العام من خلال قناتي عرض النقود وسعر الصرف، يلاحظ ندرة في الدراسات التي تتناول أثر تراكم الدين العام على عرض النقود حيث تركز معظم الدراسات على إثر العجز المالي أو الدين الخارجي فقط وليس نسبة الدين العام الداخلي والخارجي الى الناتج المحلي الإجمالي وهو ما تحاول الدراسة الحالية إنجازه.

وفيما يتعلق بقناة سعر الصرف فيوجد شبه أجماع على الأثر السالب لتراكم الدين العام الخارجي على سعر صرف العملة المحلية، في حين لم يختبر أثر تراكم الدين العام الداخلي في هذا المجال.

٥. الدراسة التطبيقية

سوف تعتمد الدراسة في تحديد العلاقة بين الدين العام ومعدل التضخم على ثلاث معادلات، المعادلة الأولى لتقدير الأثر المباشر للدين العام على معدل التضخم في الاقتصاد المصري وكذلك أثر عرض النقود وسعر الصرف على معدل التضخم، والمعادلة الثانية لتقدير أثر الدين العام على العرض النقدي بمعناه الواسع (قناة عرض النقود)، المعادلة الثالثة لتقدير أثر الدين العام على سعر الصرف (قناة سعر الصرف).

٥-١ النموذج الأول (الأثر المباشر):

٥-١-١ الشكل العام للنموذج:

يختص النموذج الأول باختبار صحة الفرض الأول الخاص بالأثر المباشر للدين العام وكذلك أثر عجز الموازنة العامة على معدلات التضخم (النظرية المالية لمستوي الأسعار)، وكذلك الفرض السادس الخاص بأثر عرض النقود والفرض السابع الخاص بأثر سعر الصرف.

وعند إدخال الدين العام بشقيه الداخلي والخارجي في المعادلة لإيجاد الأثر المباشر للدين العام على معدل التضخم فقد النموذج معنويته، لذلك تم استبعاده من المعادلة. وقد تم قياس المتغيرات كمعدلات وليس لوغاريتم لان قيم عجز الموازنة سالبة. ويمكن إيضاح المعادلة الأساسية للنموذج كما يلي:

$$INR = \beta_0 + \beta_1 gM2 + \beta_2 ER + \beta_3 \frac{DEF}{GDP} + \varepsilon_t$$

حيث أن:

gM_2 معدل النمو في العرض النقدي

Inr معدل التضخم وفقا للرقم القياسي لأسعار المستهلكين.

Er سعر الصرف (سعر صرف الدولار مقابل الجنية المصري).

DEF/GDP نسبة عجز الموازنة الي الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة

وطبقا للتحليل النظري والدراسات السابقة فمن المتوقع أن تكون إشارات المعلمات β_1 و β_2 و β_3 موجبة حيث يتوقع أن تكون العلاقة طرديو بين كل من عجز الموازنة وعرض النقود وسعر صرف العملة الأجنبية من جهة ومعدل التضخم من الجهة الأخرى.

٥-١-٢ تقدير النموذج:

٥-١-٢-١ اختبار استقرار السلاسل الزمنية:

تم ذلك من خلال إجراء اختبارات جذر الوحدة وتحديد درجة التكامل باستخدام اختبار (ADF)

جدول: (١): اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات النموذج الأول.

اسم المتغير	شكل المعادلة	level			1st difference		
		فترة التباطؤ	نتيجة اختبار ADF		فترة التباطؤ	نتيجة اختبار ADF	
			t. statistic	Prob.		t. statistic	Prob.
INR	Intercept And trend	0	-3.016404	0.1445	0	-6.634162	0.0000
gM2	Intercept And trend	0	-4.121715	0.0150	1	-5.708576	0.0004
ER	Intercept And trend	0	-4.836369	0.0028	2	-4.131215	0.0159
DEF/GDP	Intercept And trend	7	-4.078463	0.0202	1	1.631217	1.0000

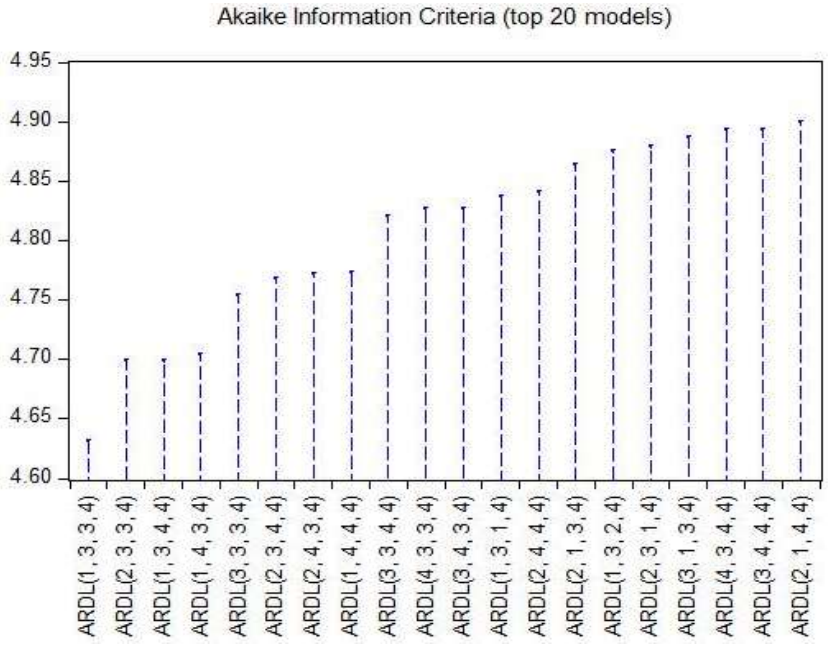
المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

يتضح من الجدول السابق أن جميع المتغيرات مستقرة عند المستوى ماعدا (INR) معدل التضخم مستقر عند الفرق الأول، لذلك سيكون من المناسب إحصائيا استخدام

أسلوب الانحدار الذاتي لفجوات الإبطاء الزمنية الموزعة Auto (ARDL) Regressive Distributed Lag والذي يتميز بأنه يمكن استخدامه عندما تكون بعض المتغيرات ساكنه عند المستوي والأخر ساكن عند الفرق الأول، كما يعتبر مناسبا أيضا للسلاسل الزمنية التي تتكون من عدد قليل من المشاهدات و يتم فيه تقدير المعلمات في الأجل القصير و الطويل بشكل متزامن وهو ما يتوافق مع النموذج الخاص بالدراسة (Pesaran et al., 2001) .

٥-١-٢-٢- تقدير المعلمات باستخدام أسلوب الانحدار الذاتي لفجوات الإبطاء الزمنية الموزعة ARDL:

أ- اختيار فترات الإبطاء المثلي للمتغيرات الداخلة في تقدير نموذج ARDL يوضح الشكل أدناه اختيار فترات الإبطاء المثلى حسب معيار (AIC)



الشكل (٥): تحديد فترات الإبطاء المثلي للنموذج

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

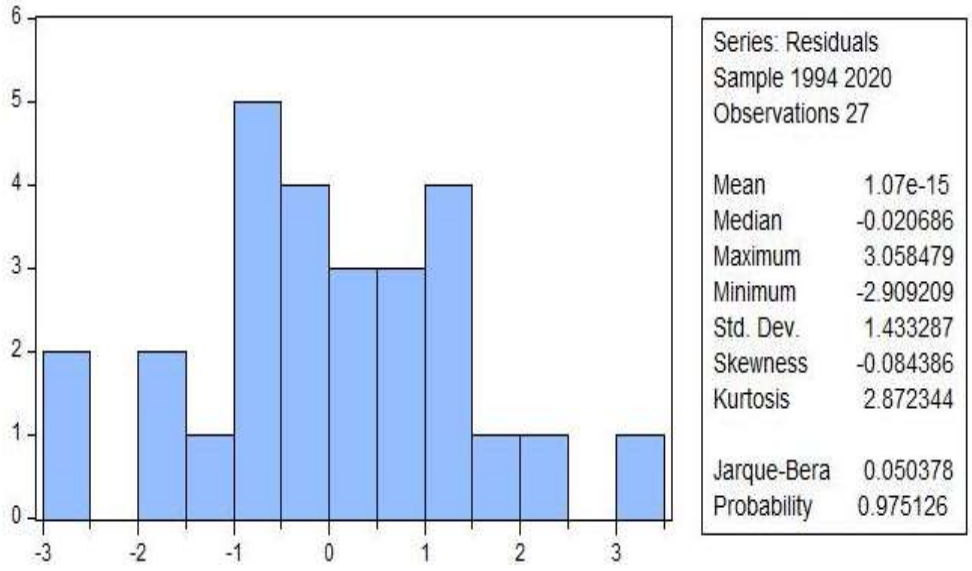
ARDL(1.3.3.4) هو (AIC)ويتضح من الشكل السابق أن أفضل نموذج حسب معيار

ب- اختبار جودة النموذج:

قبل اعتماد النموذج ARDL(1.3.3.4) في تقدير الأثار قصـــيرة وطويلة الأجل ينبغي التأكد من جودة هذا النموذج، وذلك من خلال استخدام الاختبارات التالية:

- **التوزيع الطبيعي للبواقي:**

ســنعتمد على إحصـــائية (Jarque-Bera)، حيث نلاحظ من الشــكل التالي أن احتمالية الاختبار 0.975 مما يعني أنها أكبر من 5%، وبالتالي نقبل الفرض العدم (H_0) الذي ينص على أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.



الشكل (٦): اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

- **تجانس تباين البواقي:**

هناك عدة اختبارات للكشـــف على أن تباين البواقي متجانس أم لا، ومنها اختبار (ARCH) ويعتمد هذا الاختبار على مضـــاعف لاجرانج LM وتكون خطوات الاختبار كالتالي:

- تقدير النموذج العام $Y = XB + \varepsilon$ بطريقة المربعات الصـــغرى العادية ثم حســـاب مربعات البواقي $(\hat{\varepsilon}_t^2)$.

تقدير المعادلة التالية: $\hat{\varepsilon}_t^2 = \theta_0 + \theta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \cdots + \theta_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + \mu_t$

مع حســـاب معامل التحديد الخاص بهذه المعادلة R^2، ونفقد في هذه الحالة q من المشاهدات.

- فرضية ثبات التباين للبواقي H_0 التي ينبغي اختبارها هي:

$$H_0: \theta_0 = \theta_1 = \cdots = \theta_q = 0$$

إحصـائية مضـاعف لاجرانج ($LM=(n - q \times R^2$ تتبع توزيع X^2 بدرجة حرية q، إذا كان LM أكبر من $X^2(q)$ (القيمة الحرجة لتوزيع X^2 بنســـبة معنوية α) فأننا نرفض الفرض العدم H_0، أي إذا كـان هنـاك على الأقـل معـامـل واحـد من معـاملات معـادلـة (ARCH) يختلف معنويا عن الصفر فان التباين للأخطاء العشوائية غير متجانس.

يتضـــح من الجدول التالي انه($LM = 12.83 < X_1^2\ 5\% = 23.68$) ومنه نقبل H_0 التي تنص على تجانس تباين حدود الخطأ، حيث أن قيمة الاحتمال أكبر من ٥٪ تدعم ذلك.

الجدول (٢): اختبار تجانس تباين البواقي

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.777195	Prob. F(14,12)	0.6771
Obs*R-squared	12.83961	Prob. Chi-Square(14)	0.5392
Scaled explained SS	2.374338	Prob. Chi-Square(14)	0.9998

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

- **اختبار شرط استقلال حدود الخطأ (عدم وجود ارتباط ذاتي تسلسلي):**

من اجل دراسة فرضية عدم ارتباط الأخطاء، نلجأ إلى الاختبار التالي:

(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test) للارتباط الذاتي، حيث:

$LM = 1.182 < X_2^2\ 5\% = 5.99$ باحتمال أكبر من ٥٪، وهذا يشير إلى قبول الفرضية الصفرية H_0 التي تفترض عدم وجود ارتباط ذاتي لبواقي النموذج المقدر، والجدول التالي يوضح نتائج اختبار Breusch-Godfrey للارتباط الذاتي:

جدول (٣): اختبار استقلال حدود الخطأ

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.228957	Prob. F(2,10)	0.7994
Obs*R-squared	1.182232	Prob. Chi-Square(2)	0.5537

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

تقدير الأثر في الأجل القصير والطويل باستخدام نموذج ARDL:

بعد ما تأكدنا من جودة النموذج الآن نقوم بتقدير النموذج وفقا للخطوات التالية:

٥-١-٢-٣ اختبار التكامل المشترك باستعمال منهج الحدود (Bounds Test):

يبين الجدول التالي نتائج اختبار التكامل المشترك باستعمال منهجية اختبار الحدود (Bounds Test) وتشير النتائج إلي إن القيمة المحسوبة لـــ F-Statistic أكبر من القيم الحرجة للحد الأدنى عند معظم مستويات المعنوية، ومن نرفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، ويعني ذلك وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين معدل التضخم وكل من العرض النقدي وسعر الصرف ونسبة العجز في الموازنة العامة الى الناتج المحلي الإجمالي.

جدول (٤): اختبار التكامل المشترك باستعمال منهج الحدود

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic: n=1000		
F-statistic	7.922121	10%	2.37	3.2
k	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66
		Finite Sample: n=35		
Actual Sample Size	27			
		10%	2.618	3.532
		5%	3.164	4.194
		1%	4.428	5.816
		Finite Sample: n=30		
		10%	2.676	3.586
		5%	3.272	4.306
		1%	4.614	5.966

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

٥-١-٢-٤ تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM):

بعد التأكد من وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل نقوم الآن بتقدير الأثار قصـيرة وطويلة الأجل كما يوضح الجدول التالي:

- **تحليل نتائج التقدير:**

يتكون الجدول التالي من قسـمين، حيث يوضـح القسـم الأعلى على تقدير نموذج تصـحيح الخطأ والعلاقة قصـيرة الأجل، بينما يوضـح القسـم الأسـفل تقدير العلاقة طويلة الأجل.

جدول (٥): تقدير نموذج تصحيح الخطأ

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(INR)
Selected Model: ARDL(1, 3, 3, 4)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 11/29/22 Time: 14:17
Sample: 1990 2020
Included observations: 27

ECM Regression
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GM2)	-0.185182	0.068116	-2.718641	0.0187
D(GM2(-1))	-0.335388	0.155106	-2.162323	0.0515
D(GM2(-2))	-0.396923	0.106719	-3.719335	0.0029
D(GDEF)	1.17E+09	2.17E+08	0.000000	0.0000
D(GDEF(-1))	2.25E+08	5.28E+08	0.000000	0.0000
D(GDEF(-2))	-1.96E+09	5.58E+08	0.000000	0.0000
D(ER)	0.019071	0.032674	0.583684	0.5702
D(ER(-1))	0.137371	0.041544	3.306641	0.0063
D(ER(-2))	-0.055080	0.022724	-2.423891	0.0321
D(ER(-3))	-0.063571	0.016830	-3.777180	0.0026
CointEq(-1)*	-0.827516	0.113868	-7.267334	0.0000

R-squared	0.942202	Mean dependent var	-0.260921
Adjusted R-squared	0.906078	S.D. dependent var	5.961790
S.E. of regression	1.827089	Akaike info criterion	4.334892
Sum squared resid	53.41209	Schwarz criterion	4.862826
Log likelihood	-47.52104	Hannan-Quinn criter.	4.491874
Durbin-Watson stat	2.268116		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GM2	0.935413	0.303660	3.080465	0.0095
GDEF	7.70E+08	2.97E+08	2.591688	0.0236
ER	-0.156003	0.112763	-1.383456	0.1917
C	-5.678087	3.313640	-1.713549	0.1123

EC = INR - (0.9354*GM2 + 769902636.6951*GDEF -0.1560*RER -5.6781)

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

❖ **علاقة الأجل القصير:**

باستخدام مستوي معنوية ٥٪ يتضح من الجدول السابق أن معدل النمو في العرض النقدي له تأثير معنوي عكسي على معدل التضخم في الأجل القصير ويتوافق ذلك مع دراسة Helmy (2022). في حين توجد علاقة طردية معنوية عند مستوى معنوية بين نسبة العجز في الموازنة العامة للدولة الى الناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم. وفي نفس الاتجاه توجد علاقة طردية ومعنوية بين معدل التضخم وسعر الصرف عند فترة إبطاء واحدة.

- كما أظهرت نتائج نموذج تصحيح الخطأ أن معامل إبطاء حد تصحيح الخطأ يكشف سرعة عودة المتغيرات إلى حالة التوازن، ويجب أن يكون هذا المعامل معنويا وسالب للكشف عن وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، وتشير القيمة المطلقة لمعامل تصحيح الخطأ إلى سرعة استعادة حالة التوازن، وتظهر الإشارة السالبة تقارب النموذج الحركي على المدي القصير، وفي هذا النموذج تبلغ قيمة معامل تصحيح الخطأ (CointEq(-1 والتي تعني سرعة تصحيح الخطأ، سالبة وتبلغ ٨٢.٧٪ ونلاحظ أنها ذات معنوية إحصائية قوية عند مستوي ١٪ (٠.٠٠٠٠)، وهذا ما يزيد من دقة وصحة العلاقة التوازنية في الأجل الطويل، وأيضا تشير إلى أن ٨٢.٧٪ من جميع الانحرافات والاختلالات في توازن معدل التضخم في السنة السابقة يتم تصحيحه في السنه الحالية، أي يتم الوصول إلى التوازن بعد سنه وشهرين تقريبا.

❖ **علاقة الأجل الطويل:**

باستخدام مستوى معنوية ٥٪ يتضح من الجدول السابق أن هناك علاقة طردية معنوية بين معدل النمو في العرض النقدي ومعدل التضخم، وذلك بمعلمة مقدارها ٠.٩٣٥، وهذا ما يتفق مع النظرية الاقتصادية. وفي نفس الاتجاه توجد علاقة طردية معنوية بين نسبة العجز في الموازنة العامة للدولة الى الناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم، وذلك بمعلمة قدرها ٧.٧٠، وهذا أيضا ما تأكده النظرية الاقتصادية. وعلى العكس من ذلك أصبحت العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم غير معنوية.

ومن ذلك يتضح أن في الاقتصاد المصري يظهر تأثير العرض النقدي طرديا على معدل التضخم في الأجل الطويل فقط، وعكسيا في الأجل القصير. وعلى العكس من ذلك سعر الصرف الذي يظهر تأثيره الموجب على معدل التضخم في الأجل القصير فقط، بينما عجز الموازنة العامة يؤثر في معدل التضخم طرديا في الأجلين القصير والطويل.

٥-١-٣ استقرار النموذج

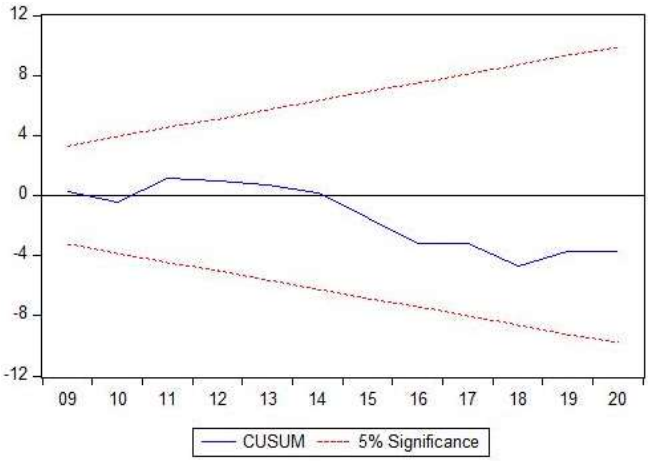
لكي نتأكد من خلو البيانات المستخدمة في هذا النموذج من وجود أي تغيرات هيكلية فيها لابد من استخدام أحد الاختبارات المناسبة لذلك مثل: المجموع التراكمي للبواقي الراجعة أو المعاودة أو المجموع التراكمي لمربعات البواقي الراجعة أو المعاودة، ويعد هذا الاختباران من اهم الاختبارات في هذا المجال لأنهم يوضحوا أمرين هامين لإثبات وجود أي تغير هيكلي في البيانات، ومدي استقرار وانسجام المعلمات طويلة الأجل مع المعلمات قصيرة الأجل، وأظهرت الكثير من الدراسات أن مثل هذه الاختبارات نجدها مصاحبة لمنهجية ARDL.

ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعلمات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع، إذا وقع الشكل البياني لاختبارات CUSUM و CUSUM of Squares داخل الحدود الحرجة عند مستوي معنوية ٥٪ وهذا يعني أن المعلمات مستقرة طول فترة الدراسة.

من خلال الرسم البياني التالي نلاحظ أن المجموع التراكمي للبواقي الراجعة (CUSUM) بالنسبة لهذا النموذج هو يعبر عن خط وسطي داخل حدود المنطقة الحرجة مشيرا إلى استقرار النموذج عند حدود معنوية ٥٪.

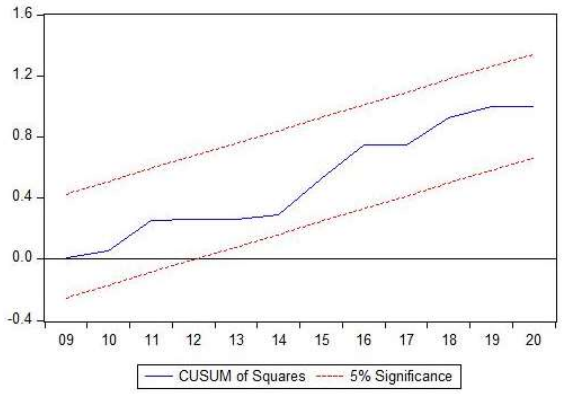
كما أن المجموع التراكمي لمربعات البواقي الراجعة CUSUM of Squares هو عبارة عن خط وسطي يقع داخل حدود المنطقة الحرجة، وما يمكن استنتاجه من هذين

الاختبارين أن هناك اســـتقرارا وانســـجاما في النموذج بين نتائج الأمد الطويل ونتائج الفترة قصيرة المدى.



شكل (٧) المجموع التراكمي للبواقي الراجعة

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10



شكل (٨): المجموع التراكمي لمربع البواقي الراجعة

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

٥-٢ النموذج الثاني (قناة عرض النقود):

٥-٢-١ الشكل العام للمعادلة:

يهدف هذا النموذج لاختبار صحة الفرض الثاني والثالث والرابع الخاصين بأثر الدين العام بشقيه الداخلي والخارجي على عرض النقود.

وبالإضافة الي الدين العام الداخلي بشقيه تم استخدام سعر الخصم وسعر الصرف والناتج المحلي الإجمالي كمتغيرات تحكم وبالتالي يمكن صياغة النموذج وفقا للمعادلة التالية:

$$M_t = \beta_0 + \beta_1 DD_t + \beta_2 DR_t + \beta_3 ED_t + \beta_4 ER_t + \beta_5 Y_t + e_t$$

حيث أن:

- DD الدين العام الداخلي (بالمليار جنيه).
- DR سعر خصم البنك المركزي.
- ED الدين العام الخارجي (بالمليار جنيه).
- ER سعر الصرف معبر عنه بسعر الدولار مقوماً بالجنيه.
- M المعروض النقدي بالمفهوم الواسع (بالمليار جنيه).
- Y الناتج المحلي الإجمالي الاسمي (بالمليار جنيه).

وسوف يتم تقدير العلاقة بين المتغيرات بعد تحويلها للصيغة اللوغاريتمية بالشكل التالي:

$$\ln M_t = \beta_0 + \beta_1 \ln DD_t + \beta_2 \ln DR_t + \beta_3 \ln ED_t + \beta_4 \ln ER_t + \beta_5 \ln Y_t + e_t$$

٥-٢-٢ تقدير النموذج:

٥-٢-٢-١ اختبار استقرار السلاسل الزمنية Time Series Stationary Test:

في البداية وقبل تقدير النموذج المقترح يجب القيام باختبارات الاستقرار للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة باختبار ديكي فولر المطور Augmented Dickey-Fuller test واختبار Phillips-Perron لاختبار جذر الوحدة Unit-root test, ويتلخص اختبار ديكي فولر لاختبار استقرار السلسلة Y في إجراء الانحدار الاتي:

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \rho_i \Delta Y_{t-i} + e_t$$

حيث أن:

$$H_0: \beta = 0$$

$$H_1: \beta \neq 0$$

ومن ثم فإن قبول الفرض العدم يعني أن السلسلة غير مستقرة، في حين أن قبول فرض البديل يعني العكس. وفي حال عدم استقرار السلسلة عند مستواها الأولي at level يتم اخذ الفروق الأولى واختبار الاستقرار، فاذا كانت الفروق الأولى مستقرة يقال على السلسلة أنها متكاملة من الدرجة الأولى.

التكامل المشترك Co-Integration وآلية تصحيح الخطأ:Error Correction Mechanism

يوجد عدة منهجيات لاختبار وجود التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية من عدمه، لكن أشـــهرها هو اختبار أنجل جرانجر Engle-Granger Co-Integration testوهو عبارة عن اختبار شـبيه باختبار ديكي فولر المعدل، فهو يسـتخدم لمعرفة مدى اسـتقرار حد الخطأ العشـوائي الناتج من الانحدار الأصـلي بين السـلاسـل غير المسـتقرة، فاذا كون حد الخطأ العشـوائي سـلسـلة زمنية مسـتقرة، تكون هناك علاقة تكاملية بين السـلاسـل، والعكس بالعكس. يجب الإشـارة هنا بأن الشـرط الأسـاسـي لهذا الاختبار أن تكون جميع السـلاسـل الزمنية للنموذج مستقرة عند الفرق الأول. ويمكن تلخيص إجراءات الاختبار في الاتي:

إذا كان هناك العلاقة التالية:

$$Y_t = \propto + \beta X_t + e_t$$

يتم تقدير الدالة واستخراج قيمة الخطأ العشوائي:

$$e_t = Y_t - \propto - \beta X_t$$

ثم إجراء اختبار شبيه بديكي فولر المعدل على حد الخطأ العشوائي كالاتي:

$$\Delta e_t = \beta\, e_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \rho_i\, \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t$$

وباختبار الفرضين التاليين:

$$H_0: \beta = 0$$

$$H_1: \beta \neq 0$$

اختبار جذر الوحدة unit root test:

بدراسة جذر الوحدة باستخدام اختبارات Augmented Dickey-Fullerللتأكد من استقرار المتغيرات وجد أن جميعها مستقرة عند الفرق الأول. وهو ما يعد الشرط الأساسي لاختبار التكامل المشترك

جدول (٦): نتائج اختبار جذر الوحدة لمتغيرات النموذج الثاني.

Variables		Dd	Dr	Ed	Er	M	Y	inf
Level	t-Statistic	1.490	-2.953	3.408	0.178	1.702	-1.592	-2.143
	Prob	0.9989	0.0515	1.0000	0.9663	0.9994	0.4713	0.2302
1st difference	t-Statistic	-4.039	-3.808	-4.573	-5.918	-3.375	-3.272	-5.706
	prob	0.0041	0.0073	0.0056	0.0000	0.0204	0.0257	0.0001

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

٥-٢-٢-٢ اختبار التكامل المشترك Co-Integration test:

وبعد ذلك تم إجراء اختبار يوهانسن للتكامل المشترك الذي نتج عنه وجود علاقة تكاملية طويلة الأجل بين المتغيرات، ويشير الاختبار إلى وجود علاقة تكاملية بين المتغيرات بمستوى معنوية اقل من ٥٪.

جدول (٧): نتائج اختبار يوهانسن (التكامل المشترك).

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.811505	129.6757	95.75366	0.0000
At most 1 *	0.769958	81.28394	69.81889	0.0046

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

٥-٢-٢-٣ نموذج تصحيح الخطأ باستخدام Engel-Granger Two Step Method:

في حالة التأكد من وجود تكامل مشترك بين المتغيرات, فسوف يكون المسار الزمني مرتبطاً بحيث يصحح المتغير التابع مسارة تبعا لمسار المتغير المستقل وتبعا للخطأ العشوائي في الفترات السابقة, حيث شبهت Murray الأمر وتبعها العديد من الكتابات الإحصائية بسيدة تسير بشكل عشوائي ويتبعها كلبها drunk and her dog حيث يتبع الكلب مسار السيدة ويعدل من مسارة وفقا لانحراف المسافة التي بينهم, وبالتالي يجب في حال وجود تكامل بين سلسلتين أن يكون التغير في المتغير التابع مرتبط بالتغير في المتغير المستقل ويكون مرتبط أيضا بحد الخطأ العشوائي السابق سلباً, فاذا كان هناك العلاقة التكاملية التالية:

$$Y_t = \propto + \beta X_t + e_t$$

يتم تقدير المعادلة واستخراج قيم الخطأ العشوائي، وإجراء الانحدار التالي:

$$\Delta Y_t = \gamma_1 \Delta X_t + \gamma_2 e_{t-1} + \xi_t$$

حيث تعبر المعلمة γ_2 عن حد تصحيح الخطأ ويقيس السرعة التي تعود بها العلاقة الى التوازن خلال الفترة الزمنية، ولما كانت التغيرات في المتغير التابع تتأثر سلبا بالتغيرات في حد الخطأ العشوائي، فيجب في هذه الحالة أن تكون إشارة γ_2 سالبة ومعنوية احصائيا حتى يكون هناك علاقة توازنية طويلة الاجل بين المتغيرات محل الدراسة.

ويتم ذلك من خلال إجراء الخطوات الأتية:

٥-٢-٢-٤ تقدير معادلة الانحدار الأساسية.

وكانت نتائج الانحدار كالاتي:

جدول (٨): تقدير معادلة الانحدار الأساسية

Sample: 1990 2020

Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.917723	1.687006	-3.507826	0.0017
Y	1.117070	0.275217	4.058872	0.0004
DD	0.417748	0.095447	4.376750	0.0002
ED	0.219001	0.054008	4.054952	0.0004
DR	-0.073317	0.059810	-1.225821	0.2317
ER	0.250601	0.052494	4.773935	0.0001

R-squared	0.998570	Mean dependent var	6.323272
Adjusted R-squared	0.998284	S.D. dependent var	1.190975
S.E. of regression	0.049331	Akaike info criterion	-3.008552
Sum squared resid	0.060838	Schwarz criterion	-2.731006
Log likelihood	52.63256	Hannan-Quinn criter.	-2.918079
F-statistic	3492.203	Durbin-Watson stat	0.890238
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

وتشـــير النتائج الى معنوية كل من الناتج المحلي الإجمالي الاســـمي والدين العام الداخلي والدين العام الخارجي وسعر الصرف في التأثير على العرض النقدي M_2 حيث كان التأثير كالاتي:

١- يؤدي نمو الناتج المحلي الإجمالي الاسـمي بـــــ ١٪ الى نمو العرض النقدي M_2 بـ ١.١١٧٪.

٢-يؤدي نمو الدين العام الداخلي بـ ١٪ الى نمو العرض النقدي M_2 بـ ٠.٤١٧٪.

٣-يؤدي نمو الدين العام الخارجي بـ ١٪ الى نمو العرض النقدي M_2 بـ ٠.٢١٩٪.

٤-يؤدي نمو سعر الصرف للدولار مقوماً بالجنيه بـــ ١٪ الى نمو العرض النقدي M_2 بـ ٠.٢٥٪.

٥-عدم معنوية تأثير سعر الخصم على العرض النقدي.

تقدير معامل تصحيح الخطأ:

جدول (٩): تقدير نموذج تصحيح الخطأ

Sample (adjusted): 1991 2020

Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.089087	0.035825	2.486708	0.0206
D(Y)	0.551631	0.518076	1.064769	0.2980
D(DD)	0.032303	0.145940	0.221342	0.8268
D(ED)	0.316465	0.066368	4.768341	0.0001
D(DR)	0.083928	0.047563	1.764569	0.0909
D(ER)	0.080332	0.049239	1.631463	0.1164
E(-1)	-0.496458	0.144423	-3.437518	0.0022

R-squared	0.703607	Mean dependent var	0.136276
Adjusted R-squared	0.626287	S.D. dependent var	0.051960
S.E. of regression	0.031764	Akaike info criterion	-3.859995
Sum squared resid	0.023206	Schwarz criterion	-3.533049
Log likelihood	64.89992	Hannan-Quinn criter.	-3.755402
F-statistic	9.099937	Durbin-Watson stat	1.453429
Prob(F-statistic)	0.000038		

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

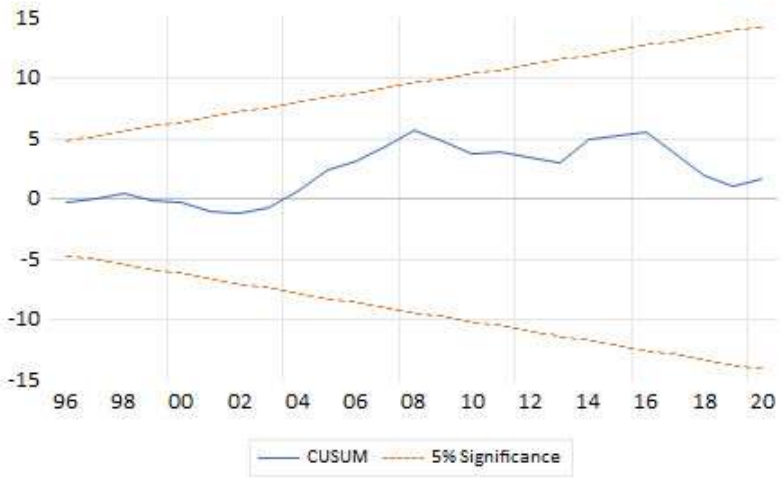
ويشـــير نموذج تصـــحيح الخطأ الى وجود علاقة معنوية عكســـية بين حد الخطأ العشـوائي وبين التغير في المتغير التابع "وهو الافتراض الأسـاسـي لنموذج تصـحيح الخطأ", كما أن فترة تصحيح الخطأ هي ١/٠.٤٩٦= سنتان تقريبا.

٥-٢-٣ اختبارات استقرار النموذج:

ويتحقق الاستقرار الهيكلي للمعلمات المقدرة لصيغة تصحيح الخطأ لنموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع، إذا وقع الشـــكل البياني لاختبارات CUSUM و CUSUM of Squares داخل الحدود الحرجة عند مســتوي معنوية ٥٪ وهذا يعني أن المعلمات مســتقرة طول فترة الدراسة.

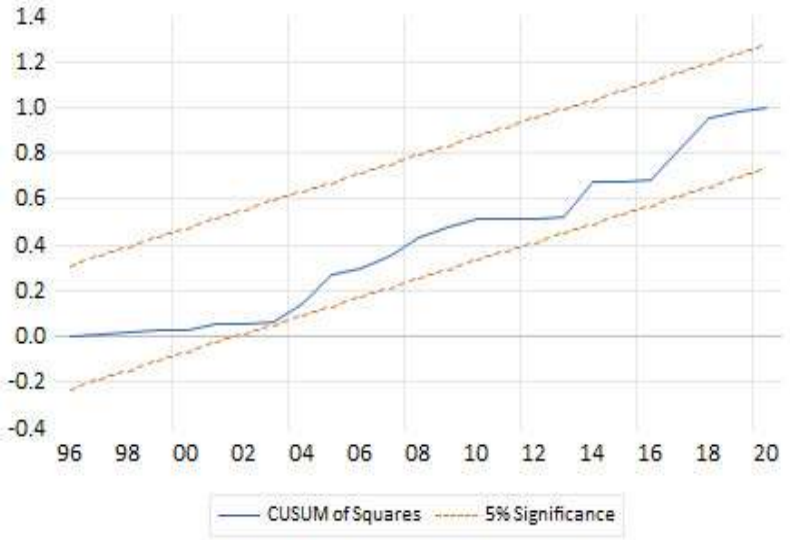
من خلال الرســـم البيـاني التـالي نلاحظ أن المجموع التراكمي للبواقي الراجعـة (CUSUM) بالنســبة لهذا النموذج هو يعبر عن خط وســطي داخل حدود المنطقة الحرجة مشيرا إلى استقرار النموذج عند حدود معنوية ٥٪.

كما أن المجموع التراكمي لمربعات البواقي الراجعة CUSUM of Squares هو عبارة عن خط وســـطي يقع داخل حدود المنطقة الحرجة، وما يمكن اســـتنتاجه من هذين الاختبارين أن هناك اســـتقرارا وانســـجاما في النموذج بين نتائج الأمد الطويل ونتائج الفترة قصيرة المدى.



الشكل (٩): المجموع التراكمي للبواقي الراجعة

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10



الشكل (١٠): المجموع للمربع التراكمي للبواقي الراجعة

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

٥-٣ النموذج الثالث (قناة سعر الصرف):

٥-٣-١ الشكل العام للنموذج:

ويختص هذا النموذج باختبار صـــحة الفرض الخامس الخاص بأثر الدين العام على سعر الصرف.

وبالإضافة الي الدين العام الداخلي والخارجي تم استخدام رصيد الحساب الجاري سعر الخصم كمتغيرات حاكمه بالتالي يمكن صياغة النموذج كما يلي:

$$er = \beta_0 + \beta_1 curacc + \beta_2 dd + \beta_3 ed + \beta_4 dr + \varepsilon_t$$

حيث أن:

- ER سعر الصرف معبر عنه بسعر الدولار مقوماً بالجنيه. - Curacc الحساب الجاري (بالمليار دولار)
- DD معدل النمو في الدين العام الداخلي. - dr سعر خصم البنك المركزي.
- ED معدل النمو في الدين العام الخارجي.

مع العلم انه تم إدخال بعض المتغيرات الحاكمة الأخرى مثل الاحتياطي النقدي الأجنبي ولكن أضعف معنوية النموذج.

اختبار جذر الوحدة unit root test:

جدول (١٠): نتائج اختبار جذر الوحدة لمتغيرات النموذج الثالث.

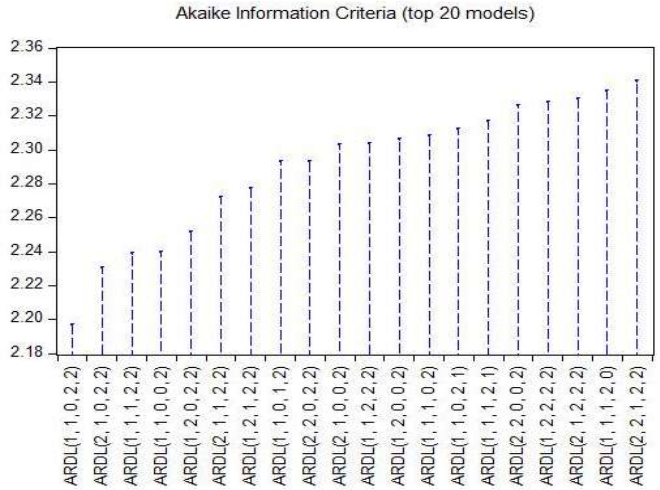
Variables		Dd	Dr	Ed	Er	Curacc
Level	t-Statistic	1.490	-2.953	3.408	-0.054	-0.570
	Prob	0.9989	0.0515	1.0000	0.945	0.862
1st difference	t-Statistic	-4.039	-3.808	-4.573	-4.014	-6.406
	prob	0.0041	0.0073	0.0056	0.0044	0.000

بدراسة جذر الوحدة باستخدام اختبارات Augmented Dickey-Fuller للتأكد من اســـتقرار المتغيرات وجد أن جميعها مســـتقرة عند الفرق الأول. وبالتالي لا يوجد أي من المتغيرات مستقل عند الفرق الثاني وهو الشرط الأساسي لنموذج ARDL.

٥-٣-٢ تقدير نموذج الانحدار الذاتي للابطاءات الزمنية الموزعة ARDL:

أ- اختيار فترات الإبطاء المثلي للمتغيرات الداخلة في تقدير نموذج ARDL

يوضح الشكل أدناه اختيار فترات الإبطاء المثلى حسب معيار (AIC)



الشكل (١١): تحديد فترات الإبطاء المثلي للنموذج

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

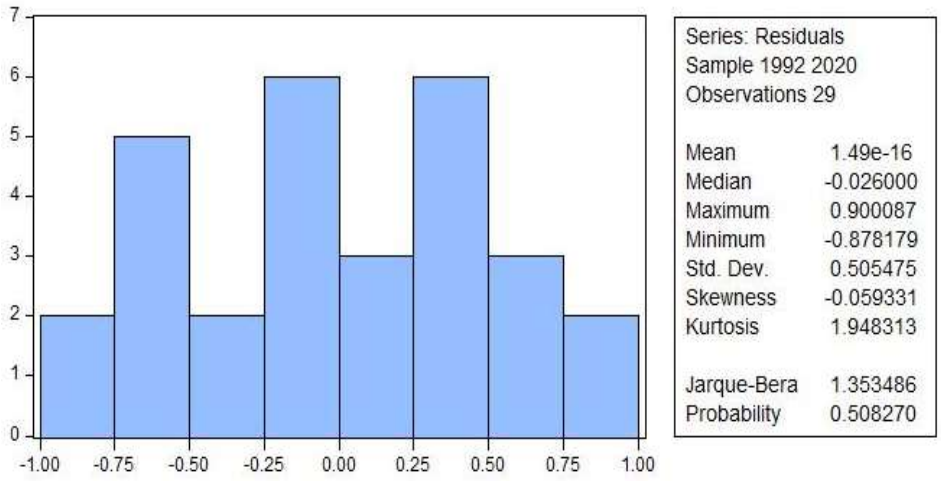
ويتضح من الشكل السابق أن أفضل نموذج حسب معيار (AIC) هو ARDL(1. 1. 0. 2. 2)

ب- اختبار جودة النموذج:

قبل اعتماد النموذج ARDL(1. 1. 0. 2. 2) في تقدير الأثار قصـــيرة وطويلة الأجل ينبغي التأكد من جودة هذا النموذج، وذلك من خلال استخدام الاختبارات التالية:

- **التوزيع الطبيعي للبواقي:**

ســـنعتمد على إحصـــائية (Jarque-Bera)، حيث نلاحظ من الشـــكل التالي أن احتمالية الاختبار 1.35 مما يعني أنها أكبر من 5%، وبالتالي نقبل الفرض العدم (H_0) الذي ينص على أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.



الشكل (١٢): اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

- **تجانس تباين البواقي:**

يتضـــح من الجدول التالي انه($LM = 14.18 < X_1^2\ 5\% = 23.68$) ومنه نقبل H_0 التي تنص على تجانس تباين حدود الخطأ، حيث أن قيمة الاحتمال أكبر من ٥٪ تدعم ذلك.

الجدول (١١): اختبار تجانس تباين البواقي

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.723257	Prob. F(10,18)	0.1513
Obs*R-squared	14.18416	Prob. Chi-Square(10)	0.1648
Scaled explained SS	2.591042	Prob. Chi-Square(10)	0.9895

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

- **اختبار شرط استقلال حدود الخطأ (عدم وجود ارتباط ذاتي تسلسلي):**

من اجل دراسة فرضية عدم ارتباط الأخطاء، نلجأ إلى الاختبار التالي:

(Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test) للارتباط الذاتي، حيث:

$LM = 2.14 < X_2^2\ 5\% = 5.99$ باحتمال أكبر من ٥٪، وهذا يشير إلى قبول الفرضية الصفرية H_0 التي تفترض عدم وجود ارتباط ذاتي لبواقي النموذج المقدر، والجدول التالي يوضح نتائج اختبار Breusch-Godfrey للارتباط الذاتي:

جدول (١٢): اختبار استقلال حدود الخطأ

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.639490	Prob. F(2,16)	0.5405
Obs*R-squared	2.146562	Prob. Chi-Square(2)	0.3419

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

تقدير الأثر في الأجل القصير والطويل باستخدام نموذج ARDL:

بعد ما تأكدنا من جودة النموذج الآن نقوم بتقدير النموذج وفقا للخطوات التالية

ج- اختبار التكامل المشترك باستعمال منهج الحدود (Bounds Test):

يبين الجدول التالي نتائج اختبار التكامل المشترك باستعمال منهجية اختبار الحدود (Bounds Test) وتشير النتائج إلى إن القيمة المحسوبة لـــ F-Statistic أكبر من القيم الحرجة للحد الأدنى عند معظم مستويات المعنوية، ومن ثم نرفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات، ويعني ذلك وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين سعر الصرف وكل من الحساب الجاري والدين الداخلي والدين الخارجي وسعر الخصم.

جدول (١٣): اختبار التكامل المشترك باستعمال منهج الحدود

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	9.287365	10%	2.2	3.09
k	4	5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87
		1%	3.29	4.37
Actual Sample Size	29		Finite Sample: n=35	
		10%	2.46	3.46
		5%	2.947	4.088
		1%	4.093	5.532
			Finite Sample: n=30	
		10%	2.525	3.56
		5%	3.058	4.223
		1%	4.28	5.84

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

د- تقدير نموذج تصحيح الخطأ (ECM):

بعد التأكد من وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل نقوم الآن بتقدير الأثار قصـيرة وطويلة الأجل كما يوضح الجدول التالي:

- **تحليل نتائج التقدير:**

يتكون الجدول التالي من قسـمين، حيث يتضـمن القسـم الأعلى على تقدير نموذج تصـحيح الخطأ والعلاقة قصـيرة الأجل، بينما يوضـح القسـم الأسـفل تقدير العلاقة طويلة الأجل.

جدول (١٤): تقدير نموذج تصحيح الخطأ

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(ER)
Selected Model: ARDL(1, 1, 0, 2, 2)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 06/25/23 Time: 16:05
Sample: 1990 2020
Included observations: 29

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.091073	1.045739	1.999612	0.0609
ER(-1)*	-0.165936	0.089956	-1.844640	0.0816
CURACC(-1)	-0.114624	0.044697	-2.564477	0.0195
DD**	-0.085910	0.041958	-2.047533	0.0555
ED(-1)	0.062575	0.048171	1.299006	0.2103
DR(-1)	0.005575	0.054186	0.102883	0.9192
D(CURACC)	0.171852	0.053830	3.192510	0.0050
D(ED)	0.043060	0.019580	2.199188	0.0412
D(ED(-1))	-0.030785	0.017121	-1.798118	0.0890
D(DR)	0.195222	0.128436	1.520001	0.1459
D(DR(-1))	0.159784	0.083712	1.908732	0.0724

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CURACC	-0.690771	0.450559	-1.533142	0.1426
DD	-0.517730	0.372093	-1.391398	0.1811
ED	0.377100	0.170341	2.213790	0.0400
DR	0.033596	0.328776	0.102186	0.9197
C	12.60167	7.241690	1.740155	0.0989

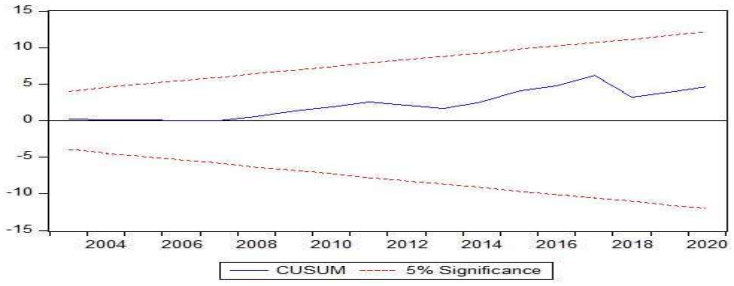
EC = ER - (-0.6908*CURACC -0.5177*DD + 0.3771*ED + 0.0336*DR + 12.6017)

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

ومن ذلك يتضح وجود علاقة طردية عند مستوى معنوية ٥٪ بين سعر الصرف والدين الخارجي سواء في الأجل القصير بمعلمه مقدارها ٠.٠٤٣ أو في الأجل الطويل بمعلمة مقدارها ٠.٠.٣٧٧.

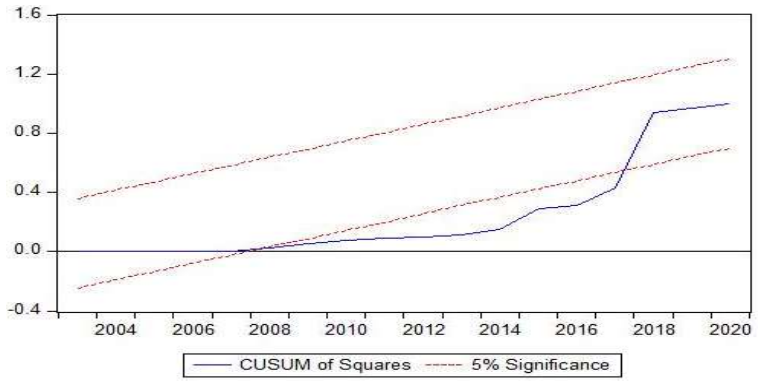
٥-٣-٣استقرار النموذج

من خلال الرسم البياني التالي نلاحظ أن المجموع التراكمي للبواقي الراجعة (CUSUM) بالنسبة لهذا النموذج هو يعبر عن خط وسطي داخل حدود المنطقة الحرجة مشيرا إلى استقرار النموذج عند حدود معنوية ٥٪.



الشكل (١٣): المجموع التراكمي للبواقي الراجعة

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10



الشكل (١٤): المجموع للمربع التراكمي للبواقي الراجعة

المصدر: من إعداد الباحثين، بالاستعانة ببرنامج EViews 10

يلاحظ من الشكل السابق عدم استقرار النموذج خلال الفترة من عام ٢٠٠٨ الي عام ٢٠١٧ وهذا يرجع على عدم استقرار سعر الصرف خلال هذه الفترة وحدوث موجات من التحرك المفاجئ.

٦. النتائج والتوصيات

٦-١ النتائج:

١- تم التحقق من الفرض الأول، انه توجد علاقة طردية معنوية بين نسبة العجز في الموازنة العامة للدولة الى الناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم، وفق ما تفترضه النظرية المالية للتضخم، حيث توجد علاقة طردية معنوية بين نسبة العجز في الموازنة العامة للدولة الى الناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم، فزيادة النسبة الأولى ب ١٪ تؤدي الى ارتفاع معدل التضخم بـــ ٧.٧٪. ولكن لم يتحقق فرض الأثر المباشر للدين العام بشقيه الداخلي والخارجي على معدل التضخم.

٢- تم التحقق من الفرض الثاني انه توجد علاقة طردية معنوية بين الدين العام الداخلي والعرض النقدي، حيث يؤدي نمو الدين العام الداخلي بـ ١٪ الى نمو العرض النقدي بـ ٠.٤١٧٪.

٣- تم التحقق من الفرض الثالث، انه توجد علاقة طردية معنوية بين الدين العام الخارجي والعرض النقدي، حيث يؤدي نمو الدين العام الخارجي بـــ ١٪ الى نمو العرض النقدي بـ ٠.٢١٩٪.

٤- تم التحقق من الفرض الرابع، أن الدين العام الخارجي اقل تأثيراً في العرض النقدي من الدين العام الداخلي وذلك بمقارنة معامل كل منهم في المعادلة المقدرة.

٥- تم التحقق من الفرض الخامس، انه توجد علاقة طردية معنوية عند مستوى معنوية ٥٪ بين سعر الصرف والدين العام الخارجي بمعلمة مقدارها ٠.٠٤٣ في الأجل القصير وبمعلمة مقدارها ٠.٣٧٧ في الأجل الطويل.

٦- تم التحقق من الفرض السادس، انه توجد علاقة طردية معنوية بين العرض النقدي ومعدل التضخم.

٧- تم التأكد من الفرض السادس، انه توجد علاقة طردية معنوية بين سعر الصرف ومعدل التضخم.

وبالتالي وبعد التأكد من صحة الفروض من الأول الى الثالث يتم استنتاج العلاقات التالية:

- توجد علاقة طردية معنوية بين الدين العام الداخلي ومعدل التضخم بشكل غير مباشر من خلال قناة العرض النقدي.
- توجد علاقة طردية معنوية بين الدين العام الخارجي ومعدل التضخم من خلال قناتي عرض النقود وسعر الصرف.
- الدين العام الخارجي اقل تأثيراً (بشكل فير مباشر من خلال قناة العرض النقدي) في معدل التضخم من الدين العام الداخلي.

٦-٢ التوصيات:

علي الرغم من عدم قدرتنا على التحقق إحصائيا من وجود الارتباط المباشر بين الدين العام بشقيه الداخلي والخارجي ومعدل التضخم في مصر إلا أنه تم التحقق من الأثر غير المباشر الذي يمارسه الدين العام على معدل التضخم من خلال قناتي عرض النقود وسعر الصرف، وهو ما يلفت الانتباه الي ضرورة الاهتمام بعلاج السبب أي الاهتمام بعلاج قضية تراكم الدين العام وهو ما يؤدي في نفس الوقت لعلاج ما يترتب عليه من مشكلات ومن أهمها الارتفاع الكبير في الأسعار.

كما وضح من التحقق من الفرض الأول الأثر الذي يمارسه ارتفاع نسبة عجز الموازنة الي الناتج المحلي الإجمالي على معدلات التضخم في مصر بما يتوافق مع النظرية المالية لمستوي الأسعار، وهو ما يعني أن التضخم ظاهرة مالية أيضا وليست نقدية فقط. مما يؤيد عدم كفاية السياسة النقدية بمفردها لمواجهة ارتفاع معدلات التضخم، ويدفعنا ذلك للتوصية بضرورة أعداد مزيج مناسب من السياستين المالية والنقدية لمواجهة تفاقم هذه المشكلة.

٧. المراجع:

1. Abdelgany, M. (2020). *Determinants of Real Exchange Rate Evidence from Egypt.* مجلة السياسة والاقتصاد, ٧٢٢-١, (العدد (٦) ابريل ٢٠٢٠).
2. Aderemi, T. A., Fagbola, L. O., Sokunbi, G. M., & Ebere, C. E. (2020). *Investigating External Debt and Exchange Rate Fluctuations in Nigeria: Any Difference with ARDL Model?*. Studia Universitatis Babes-Bolyai, 65(3), 53-64.
3. Agner P R and Montiel R (199٩). *Development Macroeconomics,* Princeton, New Jersey; Princeton University press.
4. Ahmad, M., Sheikh M. & Tariq, K. (2012). *Domestic Debt and Inflationary Effects: An Evidence from Pakistan.* International Journal of Humanities and Social Science Vol. 2 No. 18; October 2012.
5. Ahmad, N., & Yadav, D. K. (2016). *Determinants of Money Supply in India: A Post Reform Scenario*. IOSR Journal of Economics and Finance, 7(5), 39-48.
6. *Aizenman, J., & Marion, N. (2011). Using inflation to erode the US public debt. Journal of Macroeconomics, 33(4), 524-541.*
7. *Akitoby, B., Binder, A., & Komatsuzaki, T. (2017). Inflation and public debt reversals in the G7 countries. Journal of Banking and Financial Economics, (1 (7)), 28-50.*
8. Araújo, A. P. D., Santos, R., Lins, P. D. C., & Valk, S. D. (2020). *Inflation targeting under fiscal fragility.* https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/31122/Paper_Inflation_targeting_under_fiscal_fragility.pdf?sequence=1
9. Bildirici, M., & Ersin, O. O. (2007). *Domestic debt, inflation and economic crises: a panel cointegration application to emerging and developed economies.* Applied Econometrics and international development, 7(1).
10. Cahyadin, M., & Ratwianingsih, L. (2020). *External Debt, Exchange Rate, and Unemployment in Selected ASEAN Countries.* Jurnal Ekonomi & Studi Pembangunan, 21(1), 16-36.
11. Cherif, R., & Hasanov, F. (2018). *Public debt dynamics: the effects of austerity, inflation, and growth shocks.* Empirical Economics, 54(3), 1087-1105.
12. Cochrane, J. H. (2005). *Money as stock.* Journal of Monetary Economics, 52(3), 501-528.
13. Di Bartolomeo, G., Tirelli, P., & Acocella, N. (2013). *The comeback of inflation as an optimal public finance tool.* University of Milan Bicocca

Department of Economics, Management and Statistics Working Paper, (263).

14. Durguti, E. A. (2020). *How Does the Budget Deficit Affect Inflation Rate–Evidence from Western Balkans Countries.* International Journal of Finance & Banking Studies (2147-4486), 9(1), 01-10.
15. El-Sakka, M. I. T., & Ghali, K. H. (2005). *The sources of inflation in Egypt: A multivariate co-integration analysis*. Review of Middle East Economics and Finance, 3(3), 84-96.
16. Ezeanyeji, C. I., Imoagwu, C. P., & Ejefobihi, U. F. (2019). *Public Debt and inflation in Nigeria: An econometric analysis*. International Journal of Applied Research, 5(3), 219-224.
17. Fanizza, D., & Soderling, L. (2006). *Fiscal determinants of inflation: A primer for the Middle East and* North Africa. IMF Working Paper, no. 216. Washington, D.C.: International Monetary Fund.
18. Hassan, S. S., & Teleb, M. A. (2022). *Money Supply Behavior in Egypt (2004-2019).* MONEY, 5(1), 59-74.
19. Helmy, H. E. (2022). *The external debt-inflation nexus in Egypt.* Journal of Public Affairs, 22, e2802.
20. Kannan, R and Singh, B. (2009). *Debt-deficit dynamics in India and macroeconomic effects: A structural Approach*. MPRA Paper No.16480.
21. Karakaplan, M. U. (2009). *The conditional effects of external debt on inflation*. Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi, 9(17), 203-217.
22. Koluri, B. R., & Giannaros, D. S. (1987). *Deficit and external debt effects on money and inflation in Brazil and Mexico: some evidence.* Eastern Economic Journal, 13(3), 243-248.
23. Komulainen, T., & Pirttilä, J. (2000). *Fiscal explanations for inflation: any evidence from transition economies?/*Bank of Finland. Institute for Economies in Transition, BOFIT Discussion Papers, (11), 59.
24. *Krause, M. U., & Moyen, S. (2016). Public debt and changing inflation targets. American Economic Journal: Macroeconomics, 8(4), 142-76.*
25. Krugman, P. (1988). *Financing vs. forgiving a debt overhang.* Journal of development Economics, 29(3), 253-268.
26. Kwon, G., L. McFarlane, and W. Robinson. (2006). *Public Debt, Money Supply, and Inflation: A Cross-Country Study and its Application to Jamaica.* International Monetary Fund Working Paper, WP/06/121.
27. Lopes, J. V., Ferreira, L. A., & Sequeria, T. (2014). *Public Debt, Economic Growth and Inflation in African Economies.* Munich Personal Repec Archive, 57377.

28. Leeper, E. M., & Yun, T. (2006). *Monetary-fiscal policy interactions and the price level: Background and beyond.* International Tax and Public Finance, 13, 373-409.
29. Libman, E., & Palazzo, G. (2020). *Inflation targeting, disinflation, and debt traps in Argentina.* European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention, 17(1), 78-105.
30. Marshal, I.(2020). *Granger Causality Analysis between Domestic Debt and Inflation in Nigeria.* JOURNAL OF DEVELOPMENT ECONOMICS AND FINANCEVol. 1, No. 1, 2020, 135-149.
31. Mehmeti, I., & Deda, G. (2022). *Econometric evaluation of public debt on inflation: evidence from Kosovo and North Macedonia.* Journal of Liberty and International Affairs, 8(3), 171-187.
32. Melaku, M. (2020). *Determinants of Inflation in Ethiopia.* Academic Journal of Research and Scientific Publishing| Vol, 2(18).
33. *Menna, L., & Tirelli, P. (2017). Optimal inflation to reduce inequality. Review of Economic Dynamics, 24, 79-94.*
34. Mokhtar, M., & Al-Sowaidi, S. (2004). *The main determinants of inflation in Egypt.* The Middle East Business and Economics Review, 16(1).
35. Mishkin, F. S. (2006). *Monetary policy strategy: How did we get here?* NBER Working Paper, No. 12515, September.
36. Mohanty, R. K., & Panda, S. (2020). *How does public debt affect the Indian macroeconomy? A structural VAR approach. Margin:* The Journal of Applied Economic Research, 14(3), 253-284.
37. Murshed, M., Amin, S., & Chadni, M. H. (2018). *Causality analysis between inflation, budget deficit and money supply: Empirical evidence from Bangladesh.* World Journal of Social Sciences, 8(3), 94-109.
38. Niepelt, Dirk (2004). *The Fiscal Myth of the Price Level.* Quarterly Journal of Economics, Vol. 119, No. 1, February, pp. 277-300, <https://doi.org/10.1162/003355304772839597>.
39. Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith (2001). *Bounds testing approaches to the analysis oflevel relationships.* Journal of Applied Econometrics 16(3): 289-326
40. Reinhart, C. and Rogoff, K. (2010). *Growth In A Time Of Debt.* Working Paper 15639, National Bureau Of Economic Research, http://www.nber.org/papers/w15639.
41. Romero, J. P. B., & Marín, K. L. (2017). *Inflation and Public Debt.* Monetaria, (1), 39-94.

42. Rosyadi, P. J. H., & Putra, W. (2022). *The Effect of External Debt, Net Exports on Exchange Rates, and Indonesia's Economic Growth.* International Journal of Multidisciplinary Research and Analysis, 5 (7).
43. Sachs, J. (1996) *Alternative Approaches to Financial Crises in Emerging Markets,* Brazilian Journal of Political Economy, vol 16, no. 2, April-June, pages 40-52.
44. Sargent, T. and Neil, W. (1981). *Some Unpleasant Monetarist Arithmetic.* Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis (Fall 1981).
45. Simbi, E., Mbabazize, M., & Ruhara, C.(2016). *Empirical Analysis of Exchange Rate Determinants in Rwanda.* Journal of Economics and Sustainable Development, Vol.7, No.18.
46. Solomon, M., & De Wet, W. A. (2004). *The effect of a budget deficit on inflation: The case of Tanzania.* South African Journal of Economic and Management Sciences, 7(1), 100-116..
47. Ssebulime, K., & Edward, B. (2019). *Budget deficit and inflation nexus in Uganda 1980–2016: a cointegration and error correction modeling approach.* Journal of Economic Structures, 8(1), 3.
48. Sunder-Plassmann, L. (2020). *Infation, default and sovereign debt: The role of denomination and ownership.* Journal of International Economics, 127, p103393.
49. Zareei, A., Karimzadeh, M., Shabani Koshalshahi, Z., & Ranjbarian, Z. (2022). *External Debt and Exchange Rate Fluctuations in Iran: Markov Switching Approach.* Iranian Economic Review, 26(3), 577-594.