Long-run relationships between money, prices, and output: A case study of Jordan

Khaled Mohammed Al-Sawaie
Economics
Zarqa University/Jordan
ksawaie@zu.edu.jo

Nidal Ali Abbas
Economics
Zarqa University/Jordan
nabbas@zu.edu.jo

Thaer Ahmad Abu-Saleem
Economics
Zarqa University/Jordan
thabusaleem@zu.edu.jo

Abdelhalim Mohammad Jubran
Economics
Zarqa University/Jordan
ajubran@zu.edu.jo

Mohammad Adnan Alhabarneh
Economics
Zarqa University/Jordan
malhabarneh@zu.edu.jo

Tamara Mahmoud Salameh
Economics
Zarqa University/Jordan
tsalameh@zu.edu.jo

Received : 13/12/2024 Accepted : 23/06/2025

Abstract:

This study examines the long-run relationship between monetary aggregates, prices, and real output in the Jordanian economy using quarterly data for the period 2008-2023. The study applied Johansen cointegration analysis to investigate the long-run relationship between variables. The results showed the existence of a long-run equilibrium relationship between the three variables. The study findings revealed that narrow money supply (M1) is neutral, as changes in it did not lead to changes in the rate of real output growth, while broad money supply (M2) is non-neutral, as a 1% increase in broad money supply led to a 0.28% increase in real GDP. The results also showed a positive relationship between price level and real income growth. Addressing potential endogeneity concerns, the study recommends a monetary policy that relies on monitoring broad monetary aggregates (M2) as a better indicator for influencing economic growth, with the necessity of coordination with fiscal policy to address the specific challenges of the Jordanian economy.

Keywords: Quantity Theory of Money, Stationarity, Cointegration, Long-run Relationship, Jordan Economy, Monetary Policy.

العلاقات طويلة الأجل بين النّقود والأسعار والإنتاج: حالة الأردنّ

خالد محمد السواعي
كلية الاقتصاد
جامعة الزرقاء–الاردن
ksawaie@zu.edu.jo

نضال علي عباس
كلية الاقتصاد
جامعة الزرقاء–الاردن
nabbas@zu.edu.jo

ثائر احمد ابو سليم
كلية الاقتصاد
جامعة الزرقاء–الاردن
thabusaleem@zu.edu.jo

عبد الحليم محمد جبران
كلية الاقتصاد
جامعة الزرقاء–الاردن
ajubran@zu.edu.jo

محمد عدنان الهبارنة
كلية الاقتصاد
جامعة الزرقاء–الاردن
malhabarneh@zu.edu.jo

تمارا محمود سلامة
كلية الاقتصاد
جامعة الزرقاء–الاردن
tsalameh@zu.edu.jo

الاستلام : 2024/12/13 القبول : 2025/06/23

الملخص:

تهدف هذه الدّراسة إلى اختبار العلاقة طويلة الأجل، بين المجاميع النّقديّة والأسعار والنّاتج الحقيقيّ في الاقتصاد الأردنيّ، باستخدام بيانات فصليّة للفترة المُمتدّة بين عامَي (2008–2023)، واستخدمت تحليل جوهانسن للتّكامل المشترك؛ لدراسة العلاقة طويلة المدى بين المُتغيّرات، وأظهرت النّتائج وجود علاقة توازن طويلة المدى بين المتغيّرات الثّلاثة. وكشفت نتائج الدّراسة أن عرض النّقود الضيّق (M1) محايد في الأجل القصير، حيث لم تؤدِ التغيّرات فيه إلى تغيّر في معدل نموّ النّاتج الحقيقيّ، بينما عرض النّقود الواسع (M2) غير محايد، إذ أدّت زيادة بنسبة (1%) في عرض النّقود الواسع، إلى زيادة بنسبة (0.28%) في النّاتج المحليّ الإجماليّ الحقيقيّ. كما أظهرت النّتائج وجود علاقة موجبة بين مستوى الأسعار ونموّ الدّخل الحقيقيّ. مع مراعاة مشكلة الدّاخليّة (Endogeneity) المُحتملة، وتوصي الدّراسة بسياسة نقديّة تعتمد على مراقبة المجاميع النّقديّة الواسعة (M2)، كمؤشّر أفضل للتّأثير على النّموّ الاقتصاديّ، مع ضرورة التّنسيق مع السّياسة الماليّة لمعالجة التّحدّيات الخاصّة بالاقتصاد الأردنيّ.

الكلمات المفتاحية: نظرية كميّة النّقود، السّكون، التّكامل المشترك، العلاقة طويلة الأجل، الاقتصاد الأردنيّ، السّياسة النقديّة.

المقدمة:

كانت العلاقة بين مستوى الأسعار وكميّة النّقود ومستوى النّاتج، من القضايا النّظرية المثيرة للجدل بين الاقتصاديين، وتعود إلى العصور المُبكرة من التّطوّر الرأسماليّ، كما ناقشها ديفيد هيوم، وبنيت عليها نظرية كميّة النّقود (Quantity Theory of Money - QTM)؛ لاختبار دور النّقود في تقييم دورات الأعمال للاقتصاد. والكشف عن روابط النّظريّة الكميّة الدّيناميكيّة السّاكنة طويلة الأجل وقصيرة الأجل، ممّا يساعد الباحثين على تحديد مدى نجاح السياسة النّقديّة وأدواتها الّتي يجب استخدامها لتحقيق الاستقرار. ولإحياء النّظرية الكميّة للنّقود، ربط (Friedman, 1956) النّظرية باستقرار دالّة تؤثّر على كميّة النّقود المطلوبة، حيث يمكن توقّع تأثير التّغيّر في سرعة دوران النّقود وتفسيره من قبل الاقتصاديّين، الّذين يعتبرون العلاقة ساكنة للمراحل المختلفة لدورات الأعمال.

وفي العقود الأخيرة، تعرض دور النّقود لانتقادات عديدة، حيث أكّد (Dotsey and Hornstein, 2003) في أنموذجهما المعياريّ للاقتصاد الأمريكيّ، أنّه على الرّغم من أنّ النّقود توفّر معلومات كافية عن النّاتج الكليّ، إلّا أنّ فائدتها محدودة لصانع السّياسات، وقد يخلف استخدامها عواقب وخيمة في حالات اضطرابات الطّلب على النّقود. وبيّنا أنّ تباين سلوك الطّلب على النّقود واضطراباته، يعني تباينًا زمنيًّا في استجابة صانعي السّياسات للنقود. وبنحوٍ مماثل، ركّز (Estrella and Mishkin, 1997) على دور المجاميع النّقديّة كمتغيّرات معلوماتيّة، وأشارا إلى أنّ المجاميع النّقديّة الّتي تمثّلها القاعدة النّقديّة أو المجاميع النّقديّة (M2)، لم تفِ بهذا المطلب إلى حدٍّ كبير، وكانت نتائج مقاييس عرض النّقود الواسع (M3) في ألمانيا غير ملائمة، الأمر الذي دفعهما إلى استنتاج أنّه لا يمكن استخدام المجاميع النّقديّة بطريقة مباشرة للإشارة إلى موقف السياسة النّقديّة.

ووفقًا لما أشار إليه (Meltzer, 1998)، فإنّ معظم الباحثين وصنّاع السّياسات، في الآونة الأخيرة، يميلون إلى الاعتماد على التّحليلات القائمة على منحنى فيليبس، أو العلاقات غير النظرية في بناء السّياسات الاقتصاديّة، بدلًا من معدّلات نموّ النّقود للتنبّؤ بالخصائص الأساسيّة للإطار التّضخميّ. وعلى الرّغم من عمل فريدمان وشوارتز

و"الثّورة النّقديّة المُضادة" الّتي أحدثها عملهما، لم تؤدِّ مقاييس عرض النّقد دورًا كبيرًا في التّحليل الاقتصاديّ الكلّيّ اليوم. وأظهرت أوراق بحثيّة مثل: (Estrella and Mishkin, 1997)، أنّ العلاقات الوثيقة بين النّقود والنّاتج والأسعار، انهارت بدءًا من منتصف ثمانينات القرن العشرين. ومع عدم استقرار الطّلب على النّقود، ومع ظهور أسعار الفائدة قصيرة الأجل كمؤشرات أفضل لموقف السّياسة النّقديّة، أصبح خبراء الاقتصاد أقل اهتمامًا بمقاييس عرض النقود بحلول تسعينات القرن العشرين.

وفي الأنموذج الكينزي الجديد، تنتقل السّياسة النقدية من خلال سعر الفائدة قصير الأجل، إلى البنك المركزي وحده، ولا تؤدّي النقود دورًا يذكر. وكان لهذا التّحوّل الأكاديميّ تداعيات مُهمّة على السّياسة النّقدية، حيث لم يولِ محافظو البنوك المركزية اهتمامًا كبيرًا بالنّقود (Horan, 2024).

مشكلة الدّراسة:

إنّ مسألة تسبّب النّقود للدّخل مهمّة للاقتصاد النّقدي، والسّعي يكون باختبار صحّة تأثير النّظريّة الكميّة في النّقود على الاقتصاد. ومع إنتاجِ طرق القياس الاقتصاديّ الحديثة نتائجَ مُتضاربة بهذا الخصوص، لنا أن نتساءل: هل للنّقود دور مهمّ في التّأثير على الدّخل ومستوى السّعر في الأردنّ؟

هدف الدّراسة:

الهدف من هذه الدّراسة التّحقّق من العلاقة بين مقاييس عرض النّقود، والنّاتج المحليّ الإجماليّ، والأسعار في الأردن خلال العقدين الأخيرين؛ ومن المتوقّع أن توجه نتائج تحليل العلاقة بين النّقود ومستوى الأسعار والنّاتج المحلّيّ الإجماليّ، صانعي السّياسات لتحقيق النّموّ الاقتصاديّ، ووضع إستراتيجيّات وبرامج التّنمية في الأردنّ، مع مراعاة الظّروف الاقتصاديّة والاجتماعيّة الخاصّة بالأردنّ.

أهميّة الدّراسة:

يُعدّ فهم العلاقة بين النّاتج والنّقود والتّضخّم، أمرًا بالغ الأهميّة لأيّ اقتصاد، إذ يُساعد في رسم سياسات اقتصاديّة، تُفضي إلى نموٍّ اقتصاديّ مستدام، واستقرارٍ في الأسعار. لذلك، تهدف هذه الدّراسة إلى معرفة العلاقة بين النّاتج والنّقود والتّضخّم في الأردنّ، باستخدام بيانات فصليّة خلال الفترة المُمتدّة بين عامَي (2008–2023)، كما أنّها ليست الدّراسة الحديثة الوحيدة الّتي تبحث في العلاقات التّجريبيّة بين النّقود والنّاتج والأسعار، إلّا إنّها تساهم في الأدبيّات المُتعلّقة بدراسة العلاقة بين هذه المُتغيّرات الثّلاثة من خلال:

1. النّظر في العلاقات قصيرة الأجل وطويلة الأجل، وبين النّقود والأسعار والناتج؛ باستخدام منهجيّة التّكامل المشترك، وتصحيح الخطأ.
2. تقديم توصيات سياسيّة محدّدة تراعي الظّروف الخاصّة بالاقتصاد الأردنيّ.

خصوصيّة الاقتصاد الأردنيّ:

يمتاز الاقتصاد الأردنيّ بخصائص فريدة تؤثّر على العلاقة بين المتغيّرات النّقديّة والاقتصاد الكليّ. ومن أهم هذه الخصائص:

1. ارتباط الدّينار الأردنيّ بالدّولار الأمريكيّ: هذا الارتباط يحدّ من قدرة البنك المركزيّ الأردنيّ على تنفيذ سياسة نقديّة مستقلّة تمامًا، حيث يُلزم البنك بمتابعة التغيّرات في السّياسة النّقديّة الأمريكيّة.
2. الاعتماد الكبير على المساعدات والتّمويل الخارجيّ: يؤثر هذا على تدفّق العملات الأجنبيّة والسّيولة المحليّة، بطرق تجعل العلاقة بين المجاميع النّقديّة والنّشاط الاقتصادي أكثر تعقيدًا.
3. التّحدّيات الدّيموغرافيّة: استضافة الأردنّ لعددٍ كبيرٍ من اللاجئين خلال العقد الماضي، أثّر على هيكل الطّلب والعرض في الاقتصاد.
4. ندرة الموارد الطّبيعيّة: خاصّة المياه والطّاقة، وهذه النّدرة تضع قيودًا هيكليّة على النّموّ الاقتصاديّ، وتؤثّر على استجابة النّاتج للتّغيّرات النّقديّة.

وبالنّظر إلى هذه الخصائص والانتقادات العمليّة لبناء الأنموذج، فإنّ هذه الدّراسة تهدف إلى اختبار مدى صحّة تأثير النّظريّة الكميّة في النّقود على الاقتصاد الأردنيّ، باستخدام الطّرق التّجريبيّة، مع إيلاء اهتمام خاصّ لإمكانيّة وجود علاقات داخليّة (Endogenous) بين المُتغيّرات. ولهذا الهدف، تمّ عرض الخلفيّة النّظريّة لـ (QTM)، وتقديم مراجعة للأدبيّات المُعاصرة، ومُعالجة البيانات، وبناء الأنموذج القياسيّ الاقتصاديّ، وإنتاج أنموذج تجريبيّ على الاقتصاد الأردنيّ.

2. الأسس النّظريّة:

يمكن وصف أنموذج (QTM) المستند إلى (Fisher, 1911)، من خلال متطابقة التّبادل المعروفة:

$$M\,V_T = P\,T \qquad (1)$$

حيث M عرض النقود، وV_T سرعة دوران النّقود للمعاملات، و P المستوى العام للأسعار، وT حجم المعاملات الاقتصاديّة في الاقتصاد خلال فترة زمنيّة معيّنة. ولكن لصعوبة قياس القيمة الاسميّة للمعاملات T وفقًا لـ (Mishkin, 1997)، يمكن الاستعاضة عنها بمستوى النّاتج الكلي Y على افتراض مفاده أن تكون T متناسبة مع Y على النّحو الآتي:

$$T = \upsilon Y \qquad (2)$$

حيث υ ثابت التناسب، والاستعاضة عن T بـ υY سيعطي:

$$M\,V = \upsilon\,P\,Y \qquad (3)$$

حيث إنّ V سرعة دوران النّقود للدّخل كدالة في الهيكل المؤسّسي للنّظام الماليّ، الّذي يفترض مسبقًا أنّه ثابت زمنيًّا، وتساوي $\upsilon/\ V_T$،

وباتّباع (Pigou, 1917)، يمكن إعادة كتابة المعادلة (3) على النّحو الآتي:

$$M / P = kY \qquad (4)$$

حيث تساوي k معكوس سرعة دوران النّقود، وتشير إلى نسبة الأرصدة النّقديّة الّتي يطلبها الوكلاء الاقتصاديّون، بالتّناسب مع الدّخل الحقيقيّ. وتفترض المعادلة (4) أنّ أفراد المجتمع لم يخضعوا لوهم عدم وجود نقود، الّذي يوضح أنّه إذا ارتفعت الأسعار، يرغب النّاس بالاحتفاظ بمزيدٍ من النّقود؛ حتّى تتمكّن النّقود من شراء الكميّة نفسها من السّلع والخدمات (Dwyer and Hafer, 1999)، وكلّما زاد مستوى الدّخل الكلّيّ، زاد الإنفاق الكلّيّ؛ ممّا يؤدّي بدوره إلى قيام الوكلاء بزيادة احتفاظهم بالنّقود بنسبة k من الدّخل، الّتي تسمى كامبريدج k، وبالتّالي فإنّ إعادة تحديد أنموذج الكميّة الكمّيّ بهذه الطريقة، يسمح للباحثين باختبار العوامل الّتي تؤثّر على كميّة النّقود المطلوبة، الّتي تتكوّن من مجموعة من تكاليف الفرصة للاحتفاظ بالنّقود، بخلاف متغيّر الدّخل الحقيقيّ المعياريّ، الّذي يمثّل الحدّ الأقصى للأرصدة النّقديّة الّتي يحتفظ بها الوكلاء.

وإحدى المساهمات المهمّة التي قدّمتها نظرية كامبريدج k للنّظريّة الكميّة، هي الإشارة إلى أنّه إذا كان الطّلب على النّقود من قبل الوكلاء الاقتصاديّين غير مستقرّ، نتيجة للتغيّر في تكاليف الفرصة النقدية، بسبب التغيّر في التّضخّم المتوقّع، وهيكل الفائدة المُهيمن في الاقتصاد، يؤدّي إلى تغيّر في الطّلب على الأرصدة النّقديّة، وقد تعطي العوامل الأخيرة لعلاقة (QTM) شكلًا دالًّا غير مستقرّ، يزعزع استقرار الآثار المُترتّبة على سرعة دوران النّقود المُستقرّة.

إنّ الافتراض الحاسم المُستخرج من هذه العلاقة، أنّ كميّة النّقود المطلوبة والمعروضة على المستوى الكلي، متساوية على الأقل على مدى الآفاق الطّويلة، بحيث إذا زادت كميّة النّقود المعروضة، فلا بدّ أن تزيد النّسبة المرغوبة للاحتفاظ بالنّقود إلى الدّخل الحقيقيّ أو الدّخل الاسمي (Dwyer and Hafer, 1988)، ومن حيث النظريّة الكميّة الجديدة لفريدمان و(Fitzgerald, 1999)، سيعمل مستوى الأسعار على معادلة كميّة النّقود المطلوبة بكميّة النّقود المعروضة.

وبعد تحديد بنية النّظريّة الكميّة للنّقود على نحو مترابط، يمكننا استخلاص بعض الآثار المُترتّبة على السياسات الأخرى بصورة أكثر وضوحًا، ولنفترض أنّ النّظريّة الكميّة للنّقود كمعدلات نموّ:

$$m + v = p + y \qquad (5)$$

حيث تشير الأحرف الصّغيرة إلى معدّلات النّموّ، وتتطلّب علاقة (QTM) وجود علاقات متناسبة بين معدّلات نموّ عرض النّقود ومستوى الأسعار، وأن تكون النّقود مُحايدة نتيجة ثبات سرعة دوران النّقود، ومستوى النّاتج الحقيقيّ غير المتأثر في الأجل الطّويل بالتغيّر الدائم في معدّل نموّ عرض النّقود.

إنّ اختبار متّجه متغيّر $X=(\Delta Y, \Delta M)'$ ، يفترض أن يتبع لوغاريتم النقود M، ولوغاريتم النّاتج الحقيقي Y، عملية $I(1)$، يعني اختبار حياد النّقود، بينما إذا كانت العمليّة الّتي تصف M على أنّها $I(2)$ وليس $I(1)$، يُختبر مفهوم الحياد (الزّائد) باستخدام متجه المتغيّر $X=(\Delta Y, \Delta^2 M)'$، ويؤكّد (King and Watson, 1997) أنّه لا يمكن اختبار الحياد في الأجل الطّويل في نظام يكون فيه النّاتج $I(1)$ والنقود $I(2)$؛ لأنّ حياد النّقود يشير إلى الفرضيّة القائلة بأنّ التغيّر في كميّة النّقود، يؤثّر على المتغيّرات الاسميّة في النّظام الاقتصاديّ الكلّيّ، ويرتبط بالصّدمات الّتي تطرأ على مستوى النّقود ومستوى النّاتج. وإذا هيمنت عمليّة $I(2)$ على عرض النّقود، ستؤثّر الصدمات في هذه الحالة على معدّل نموّ النّقود، ولن تكون الصّدمات على مستوى النّقود.

ووفقًا لـ (Ozmen, 2003) و (Grauwe and Polan, 2005)، ولأغراض تجريبيّة، تتطلب (QTM) أن يكون كلّ من m وp وy أو مزيجهم الخطي (linear combination) بمتّجه معاملات (1 1 −1) ساكنًا. وهذا يعني أنّ عمليّة $I(0)$ طويلة الأجل تُهيمن على المتغيّر، لأن تكون سرعة دوران النّقود (v) خاضعة لعمليّة سكون طويلة الأجل.

تطوّر أطر السّياسة النّقديّة الحديثة:

من المهمّ الإشارة إلى أنّ أطر السّياسة النّقديّة قد تطوّرت بشكل كبير منذ صياغة النّظريّة الكميّة للنّقود، وفي العقود الأخيرة، تحوّلت معظم البنوك المركزيّة من استهداف المجاميع النّقديّة، إلى استهداف التّضخّم (Inflation Targeting) باستخدام أسعار الفائدة قصيرة الأجل كأداة سياسة رئيسة.

وفي النّماذج الكينزية الجديدة (New Keynesian Models)، الّتي تُهيمن على الاقتصاد الكلّيّ المعاصر، تنتقل السّياسة النّقديّة من خلال قناة سعر الفائدة، حيث يؤثّر تغيّر سعر الفائدة على قرارات الإنفاق والاستثمار، ثمّ على الطّلب الكلّيّ، وأخيرًا على التّضخّم. وفي هذه النّماذج، لا تؤدّي المجاميع النّقديّة دورًا مباشرًا، بل تتحدّد بشكل داخليّ (Endogenously)؛ استجابة لتغيّرات السّياسة وظروف الاقتصاد.

ومع ذلك، فإنّه في اقتصادات مثل الأردنّ، تواجه السّياسة النّقديّة قيودًا إضافيّة مثل: ربط العملة، وتحدّيات هيكليّة مختلفة، قد يكون للمجاميع النّقديّة دور أكثر أهميّة كمؤشّرات للتّطوّرات الاقتصاديّة، ومُتغيّرات وسيطة للسّياسة. لذلك، تظلّ دراسة العلاقة بين النّقود والنّاتج والأسعار ذات صلة بالأردنّ، حتّى مع التّحوّل العالميّ نحو أطر سياسة نقديّة جديدة.

3. استعراض البحوث السّابقة:

إنّ الدّخل القوميّ، والأسعار، وعرض النّقد، ثلاثة متغيّرات رئيسة في الاقتصاد الكلّيّ، حيث تُؤدّي دورًا حاسمًا في تحديد وتيرة النّموّ الاقتصاديّ، والحفاظ على استقرار الاقتصاد الكلّيّ في الدّولة. فبعض الدّراسات حلّلت العلاقة السّببيّة بين عرض النّقد والدّخل، ولا يزال الجدل حول مدى اتّساق نتائج هذه الدّراسات. وبعض الدّراسات أظهرت

علاقة سببيّة أحاديّة الاتّجاه، إمّا من الدّخل إلى النّقود، أو من النّقود إلى الدّخل، وبعضها ثنائيّة اتّجاه السّببيّة، في حين لم يجد بعضها دليلًا على أيّ سببيّة.

ولم تكن العلاقة بين نموّ النّاتج المحليّ الإجماليّ، وعرض النّقود والأسعار مُهمّة لصياغة السّياسة النّقديّة في الأردنّ في الماضي. لذلك حلّل (Abbas *et al.*, 2025) التّفاعلات بين أرصدة النّقود الحقيقيّة، والدخل وأسعار الفائدة في الأردنّ؛ بهدف تقدير دالّة الطلب على النّقود في الأردنّ وإظهار استقرارها. وباستخدام البيانات الفصليّة من عام (2008) إلى عام (2020)، مستخدمًا اختبارات جذر الوحدة والتّكامل المشترك؛ لتحديد السّكون، وتحديد الروابط الدّائمة بين المتغيّرات. وتمّ تقدير المعاملات باستخدام طريقة المربّعات الصّغرى الدّيناميكيّة (DOLS)، وأشارت النّتائج إلى أنّ ارتفاع أسعار الفائدة بنسبة (1%)، يؤدّي إلى انخفاض الطّلب على النّقود بنسبة (0.4%)، وقدّر مرونة الدّخل للطّلب على النّقود بنحو (2.65)، وتوافقت هذه النّتائج مع التّوقّعات النّظريّة.

وسبق أن درس (Al-Fawwaz & Al-Sawai'e, 2012) العلاقة قصيرة الأجل بين النّقود والسّعر ونموّ النّاتج المحليّ الإجماليّ للاقتصاد الأردني للفترة الممتدّة بين عامي (1976– 2009). وأشارت النّتائج إلى عدم وجود علاقة قصيرة الأجل بين عرض النّقود (M1)، ونموّ النّاتج المحلّيّ الإجماليّ في الأردنّ. ولم يكن للسّياسة النّقديّة أيّ تأثير على المتغيّرات الاقتصاديّة الكليّة الأردنيّة، في حين بيّنت وجود علاقة سببيّة بين عرض النّقود والتّضخّم بدرجة منخفضة.

في حين قام ((Batarseh, 2017 بدراسة العلاقة السّببيّة الّتي تربط بين نموّ النّقود، المُتمثّل بمعدّل نموّ عرض النّقود بشكلٍ واسع (M2)، ومعدل نموّ النّاتج المحلّيّ الإجماليّ (نمو الاقتصاد)، ومعدل نموّ الأسعار (التّضخّم)، مستندًا إلى بيانات سنويّة للفترة من (1970) إلى (2013)، معتمدًا على سببيّة غرانجر؛ حيث لم يُظهر اختبار التّكامل المشترك لجوهانسن أيّ تكامل بين متغيّرات الدّراسة؛ ممّا يشير إلى غياب العلاقة طويلة الأجل بين هذه المتغيّرات، ويبسط العلاقة السّببيّة المزدوجة بين معدّل نموّ المعروض النّقديّ بصيغته الواسعة (M2)، ومعدّل التّضخّم على المدى القصير، كما أظهر سببيّة من جهة واحدة من النّموّ الاقتصادي إلى معدل نموّ المعروض النّقديّ في الأجل القصير.

ودرس (Ali, 2019) العلاقة طويلة المدى بين النّاتج المحلّيّ الإجماليّ الاسميّ، والمعروض النّقديّ، ومعدّل التّضخّم في سورية خلال الفترة المُمتدّة بين عامَي (1980–2012). باستخدام بيانات سنويّة، حيث طبّق تحليل التّكامل المشترك لجوهانسن؛ لدراسة العلاقة طويلة المدى بين المتغيّرات المعنيّة. وأظهرت النّتائج وجود علاقة توازن طويلة المدى بين المتغيّرات الثّلاثة. وبشكل أكثر تحديدًا، ارتبط النّاتج المحلّيّ الإجماليّ ارتباطًا إيجابيًّا بالمعروض النّقديّ، ولكنّه ارتبط سلبًا بالتّضخّم (معدّل التغيّر في مستوى الأسعار) على المدى الطويل. وبالمثل، ارتبط التّضخّم ارتباطًا إيجابيًّا بالمعروض النّقديّ، وارتبط سلبًا بالنّاتج المحلّيّ الإجماليّ. ومع ذلك، ارتبط المعروض النّقديّ ارتباطًا إيجابيًّا بكلٍّ من النّاتج المحلّيّ الإجماليّ، والتّضخّم على المدى الطويل.

وبحث (Karthikeyan & Manikandan, 2020) الّذي اعتنى في العلاقات السّببيّة بين ثلاثة متغيّرات للاقتصاد الكلي للفترة من (1950–1951) إلى (2016–2017). وتمّت دراسة تقديرات المدى الطّويل والقصير، باستخدام تكامل جوهانسن المشترك وتصحيح الخطأ. ورُصدت العلاقات السّببيّة باستخدام اختبار سببيّة غرانجر. وأشار تقدير أنموذج تصحيح الخطأ القائم على (VAR)، إلى وجود علاقة سببيّة ثنائيّة الاتّجاه بين مستوى الأسعار ونموّ النّاتج في الهند، بينما وجد علاقة سببيّة أحاديّة الاتّجاه، تمتدّ من المعروض النّقديّ، إلى التّضخّم ونموّ النّاتج على المدى الطّويل. وفي المدى القصير، وجد علاقة سببيّة ثنائية الاتّجاه بين المعروض النّقديّ ومستوى الأسعار، ووجد علاقة سببية أحاديّة الاتّجاه من النّاتج إلى مستوى الأسعار. وخلصت الدّراسة إلى أنّ أداة عرض النقود أداة فاعلة، ولها تأثير إيجابيّ على التّضخّم كما هو متوقّع. أمّا نموّ النّاتج المحلّيّ الإجماليّ، فله آثار سلبيّة عليه. وتشير النّظريّات النّقديّة دائمًا، إلى أنّ زيادة عرض النّقود في الاقتصاد، غالبًا ما تساعد على زيادة التّضخّم. ويُعدّ جانب العرض من التّضخّم عنصرًا رئيسًا في ارتفاع التّضخّم في الهند، وقد تُسهم زيادة النّاتج المحلّيّ الإجماليّ بشكل إيجابيّ في السّيطرة على التّضخّم.

ودرس ((Asongu, 2013 آثار السّياسة النّقديّة على النّشاط الاقتصاديّ، باستخدام مجموعة واسعة من الدّيناميكيات الماليّة غير المستغلّة حتّى الآن في الدّول الإفريقية، الّتي عانت من فوضى التضخم للفترة (1987–2010). واستخدم إطار نماذج (VECM)، ونماذج غرانجر السّببيّة البسيطة؛ لتقدير الآثار طويلة الأجل وقصيرة الأجل على التّوالي. وتوصّلت الدّراسة إلى أنّ متغيّرات السّياسة النّقديّة تؤثّر على الأسعار على المدى الطّويل، وليس على المدى القصير، كما تؤثّر متغيّرات السّياسة النّقديّة على النّاتج على المدى القصير، وليس على المدى الطويل.

كما قيّم (Horan, 2024) أداء المجاميع النّقديّة البسيطة، في تفسير التّغيّر في المتغيّرات الاقتصاديّة الكليّة الرّئيسة في الولايات المتّحدة من عام (1967) إلى عام (2022). واختبر العلاقة السّببيّة لغرانجر من المجاميع النّقديّة إلى النّاتج الحقيقيّ والأسعار. وقدّر معامل تباين المتغيّر الأكثر شمولًا، الّذي يتكوّن من عدّة متغيّرات حقيقيّة واسميّة. وأظهرت المجاميع الضيّقة علاقة وثيقة بالنّاتج والأسعار في السّنوات الأولى من العيّنة، وتفوّقت المجاميع الواسعة على المجاميع الضّيّقة

على مدار الفترة بأكملها. وهذا يعكس تطوّر النّظام النّقديّ؛ حيث أصبحت أهميّة الأصول المدرجة في المجاميع الواسعة متزايدة.

ودرس (Sharma & Nurudeen, 2019) العلاقة بين عرض النّقود والنّاتج والأسعار في الهند، للفترة من الرّبع الثاني من عام (1996) إلى الربع الأول من عام (2019)؛ متضمّنة أربعة متغيّرات: النّاتج المحلّيّ الإجماليّ، والتّضخّم (مؤشر أسعار المستهلك)، ومقياسان لعرض النقود (M1) و(M3)، وكشفت نتائج الدّراسة أنّ عرض النّقود مرتبط بالإنتاج والتّضخّم. كما كشف اختبار جوهانسن للتكامل المشترك، عن وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيّرات، وبيّنت نتائج الدّراسة أنّه لا يمكن لمقياس (M1) و(M3) أن يتسبّبا (cause) في النّاتج المحلّيّ الإجمالي في الأجل القصير، إلّا أنّ كليهما سبّبا التّضخّم في الأجل القصير، والذي يُعزى إلى قدرة نمو الناتج في الهند.

4. الأنموذج التّجريبيّ والنّتائج:

1.4 البيانات:

بُني أنموذج الدّراسة على بيانات فصليّة للفترة المُمتدّة بين عامَي (2008–2023)، محوّلة بصيغة اللوغاريتمات الطّبيعيّة غير المعدّلة موسميًّا، أُخذت من قاعدة بيانات البنك المركزيّ الأردنيّ، حيث تمّ تمثيل متغيّر عرض النّقود بعرض النّقود الضيّق (M1) –مجموع العملة المُتداولة والودائع تحت الطلب في النّظام المصرفي–، والواسع (M2) كمجموع للمجاميع النّقديّة الضّيّقة (M1)، بالإضافة إلى الودائع لأجل في النّظام المصرفيّ. وقد استُخدم الرّقم القياسيّ لأسعار المستهلك (CPI) لتمثيل مقياس السعر، وعُبّر عن التّضخّم بالفرق الأوّل للوغاريتم (CPI) ربع السّنويّ، وقياس متغيّر الدّخل الحقيقيّ (y)، بالنّاتج المحلّيّ الإجماليّ الحقيقيّ.

مشكلة الداخلية (Endogeneity):

من المهمّ الإشارة إلى أنّ هذه المتغيّرات قد تتّسم بداخليّة (Endogeneity) محتملة؛ ممّا يعني وجود علاقات تبادليّة بينها. على سبيل المثال:

1. عرض النّقود قد يتأثّر بالنّاتج المحلّيّ الإجمالي، حيث يمكن للبنك المركزي زيادة عرض النّقود؛ استجابة لتباطؤ النّموّ الاقتصادي.
2. النّاتج المحلّيّ الإجماليّ قد يتأثّر بالتّضخّم، مع وجود علاقة عكسيّة محتملة في الاتّجاه الآخر.
3. المتغيّرات الخارجية مثل: الصّدمات العالميّة، الّتي قد تؤثّر في جميع المتغيّرات الثلاثة.

لمعالجة مشكلة الداخلية المحتملة، تُستخدم أساليب قياسيّة تأخذ في الحُسبان هذه العلاقات المتبادلة، مثل: اختبارات السّببيّة، واختبارات التّكامل المشترك الّتي تسمح بوجود علاقات تبادليّة بين المتغيّرات.

2.4 اختبار جذور الوحدة:

تشير مشكلة الانحدار الزّائف الّتي حلّلها (Granger and Newbold, 1974)، إلى أنّ استخدام سلاسل زمنيّة غير ساكنة تتباعد عن المتوسط طويل الأجل – يُنتج أخطاء معياريّة متحيّزة، مما يؤدّي إلى ارتباط غير موثوق لتحليل الانحدار، ويؤدّي إلى تباين غير محدود؛ وهذا يعني أنّه يجب أخذ فرق المتغيّرات (d) مرة للحصول على سكون التباين. لذلك، يجب النظر في خصائص السلاسل الزمنية الفردية للمتغيّرات بشكل متعمق.

وقد انتقدت الاختبارات التّقليديّة لتحديد جذر الوحدة في سلسلة زمنيّة، بشدّة في أدبيّات الاقتصاد المعاصر، عندما تكون عرضة لانقطاعات هيكلية (structural break)، وتؤدّي إلى تقديرات متحيّزة، كاختبار ديكي–فولر الموسع (Dickey and Fuller, 1979)، واختبار فيليبس–بيرون (Phillips and Perron, 1988)، وقد أشار (Perron, 1989) في ورقته البحثيّة الرّائدة حول هذه القضيّة، أنّ اختبار جذر الوحدة التّقليديّ الّذي يستخدمه الباحثون الّذين لا يأخذون في الحسبان انقطاعًا هيكليًّا معروفًا محتملًا في دالّة الاتّجاه، قد يميل في كثير من الأحيان إلى عدم رفض الفرضيّة الصّفريّة لجذر الوحدة في السّلسلة الزّمنيّة، عندما تكون السّلسلة في الواقع ساكنة حول انقطاع هيكليّ واحد.

ومع ذلك، قد لا يكون تحديد تاريخ الانقطاع الهيكليّ المنهجيّة الأكثر كفاءة؛ لأنّ التّواريخ الفعليّة لانقطاعات هيكليّة قد لا تتطابق مع التّواريخ المحدّدة. ولمعالجة هذه المشكلة، اقترحت عدّة منهجيّات السّماح بتحديد تاريخ الانقطاع الهيكليّ الدّاخليّ، بما في ذلك تلك الّتي قدمها (Zivot and Andrews, 1992) ولهذا الغرض، نتّبع أولًا منهجية (Zivot and Andrews) (ZA) الّتي تسمح للبيانات بالإشارة إلى نقاط التّوقّف الدّاخليّ بدلًا من فرض نقطة توقّف من خارج النظام.

ويمكن تفسير منهجيّة (ZA) باعتبارها تطوّرًا إضافيًّا لمنهجيّة (Perron, 1989) بالنّظر إلى ثلاثة أنواع محتملة من الانقطاعات الهيكليّة في سلسلة، أي الأنموذج (A) الّذي يفترض حدوث تغيّر في التّقاطع، والأنموذج (B) الّذي يفترض حدوث تغيّر في الاتّجاه، والأنموذج (C) الّذي يفترض حدوث تغيّر في كلٍّ من نقطة التّقاطع والاتّجاه؛ وتستخدم المعادلة (ZA) الآتية لاختبار أيّ سلسلة زمنية معينة y_t:

$$y = \mu + y_{t-1} + e_t \qquad (6)$$

تفترض الفرضيّة الصّفريّة: أنّ السّلسلة yt متكاملة بدون انقطاع هيكليّ خارجيّ مقابل الفرضيّة البديلة: حيث إنّ السّلسلة yt يمكن تمثيلها بعمليّة $I(0)$ ساكنة الاتّجاه، مع حدوث نقطة توقّف في زمن غير معروف. ويختار اختبار (ZA) نقطة التّوقّف كقيمة t الدنيا على متغيّر yt في الانحدار الذّاتيّ، الّذي يحدث في الزّمن $1 < TB < T$

الجدول (1) اختبار جذر الوحدة لـ (Zivot-Andrews)

المتغيّر	المقطع	الاتّجاه	المقطع والاتّجاه
gdp	-3.42(2010Q1)	-7.66***(2010Q4)	-7.73***(2011Q1)
m_1	-2.78(2012Q4)	-4.31*(2015Q4)	-4.72(2012Q4)
m_2	-5.51***(2019Q2)	-3.53(2022Q3)	-4.95*(2016Q4)
cpi	-2.38(2016Q2)	-4.86*(2014Q2)	-4.97*(2015Q3)

لأغراض التّقدير، استخدمنا برنامج (Eviews 12) لاختبار (Zivot and Andrews, 1992) (ZA) لجذر الوحدة، وتمّ الكشف عن زمن الانقطاعات الهيكليّة عند الأخذ في الحُسبان اختبارات جذر الوحدة (ZA) في الجدول (1) أعلاه، الّتي تسمح بانقطاع هيكليّ داخلي لمرة واحدة في السّلسلة الزّمنيّة المُستخدمة، ولا يمكننا رفض فرضيّة جذر الوحدة الصّفريّة لجميع المتغيّرات.

وتتزامن نقاط التّوقّف لمتغيّر عرض النقود (m_2) بشكل عامّ مع فترة جائحة كورونا، ولمستوى الأسعار على أساس مؤشر أسعار المستهلك. مثلت الفترة (2014–2016) انقطاعًا هيكليًّا قد يكون مرتبطًا بتغيّر السّياسة النّقديّة، لصالح مراقبة المتغيّرات النّقديّة للإطار التّضخميّ المحلّيّ في الاقتصاد. ولم يكن متغيّر الدّخل الحقيقيّ عرضة لانقطاعات هيكلية خلال فترة الأزمة الاقتصاديّة وأزمة كورونا، وبالتالي لا نستطيع رفض الفرضيّة الصّفريّة لجذر الوحدة؛ وهذا يشير إلى أنّ السّلسلة لا تحتوي على جذر وحدة وانقطاع هيكليّ.

الأنموذج النّهائيّ الموضح في الأنموذج (1) مهمّ وذو درجة عالية من القدرة التّفسيريّة والتّنبؤ، حيث تضمّن أنموذج تصحيح الخطأ متغيّرًا قابلًا للتغيّر، وحدّ تصحيح الخطأ.

3.4 نتائج التكامل المشترك:

ننتقل هنا إلى اختبار وجود علاقة توازن طويلة الأجل بين المتغيّرات قيد البحث، ولتحقيق هذا الغرض؛ نلجأ إلى اختبار جوهانسن (Johansen) للتّكامل المشترك.

يوضح الجدولان الآتيان (2) و(3) نتائج اختبار جوهانسن للتّكامل المشترك، باستخدام اختبارات الحدّ الأقصى للقيم الذاتية (Max-Eigen) والأثر (Trace)، وباتّباع جوهانسن لاختبار التّكامل المشترك، تقارن إحصاءات اختبار الحدّ الأقصى للقيم الذّاتيّة والأثر بالقيمة الحرجة؛ حيث رفضت الفرضيّة الصّفريّة، وأظهرت وجود متّجه تكامل مشترك واحد بين المتغيّرات، وعليه نستطيع تقدير أيّ منهجيّة تقوم على تكامل المتغيّرات مثل: (ARDL)، أو (ECM)، أو (DOLS)، أو (FMOLS) وغيرها.

الجدول (2) اختبار التّكامل المشترك (باستخدام المجموع النّقديّ M1)

Series: LOG(GDP) LOG(M1) LOG(CPI)				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.366338	39.62279	29.79707	0.0027
At most 1	0.146907	11.79214	15.49471	0.1672
At most 2	0.033841	2.100060	3.841465	0.1473
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.366338	27.83065	21.13162	0.0049
At most 1	0.146907	9.692077	14.26460	0.2329
At most 2	0.033841	2.100060	3.841465	0.1473
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

الجدول (3) اختبار التكامل المشترك (باستخدام المجموع النقدي M2)

Series: LOG(M2) LOG(GDP) LOG(CPI)				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.375823	50.37807	42.91525	0.0076
At most 1	0.184040	22.57008	25.87211	0.1221
At most 2	0.164023	10.57007	12.51798	0.1036
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.375823	27.80799	25.82321	0.0270
At most 1	0.184040	12.00001	19.38704	0.4152
At most 2	0.164023	10.57007	12.51798	0.1036
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

وبعد أن أسسنا الأنموذج النّظريّ الرّئيس، واختبرنا الافتراضات التي بنيت عليها النّظريّة، نحاول الآن اختبار حياد النّقود. وطبقًا لما ذكره (Grauwe and Polan, 2005)، فإنّ شرط الحياد لا بدّ أن يظلّ ساريًا حتّى يتحقّق، وذلك إذا ما حدثت زيادة دائمة في معدّل نموّ النّقود، حيث لا يتأثّر النّاتج في الأجل الطّويل. وإذا كان لنموّ النّقود تأثير إيجابيّ على النّاتج، فإنّه لا يتأثّر إلّا في الأجل القصير. ولاختبار هذه الفرضيّة، نقدّر المعادلة الآتية حسب Granger and (Newbold, 1974)

$$\Delta y = c + \delta\ ect_{-1} + \alpha\ \Delta m + \beta\ \Delta p + \varepsilon \qquad (7)$$

حيث Δy معدل نموّ النّاتج الحقيقي، و Δm معدّل نموّ عرض النقود و Δp معدّل نموّ الأسعار (التضخم)، وكلها معبر عنها بفروق لوغاريتمية، وε حدّ الخطأ الأبيض الذي توزيعه $N(0,\sigma^2)$ ، وفيما يأتي نتائج المربعات الصغرى العاديّة الّتي تتضمّن سكون العلاقة طويلة الأجل، في تحليل التّكامل المشترك كحدّ تصحيح خطأ متأخّر بفترة واحدة (one period lagged error correction term) :(ect)

الجدول (4) نتائج تقدير المربّعات الصّغرى العاديّة لحياد النّقود

Dependent Variable: DLOG(GDP)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(M1)	-0.134995	0.241164	-0.559764	0.5778
DLOG(CPI)	1.350024	0.563525	2.395678	0.0198
EC(-1)	-1.015305	0.145582	-6.974100	0.0000
C	0.000426	0.007595	0.056082	0.9555
R-squared	0.525820	F-statistic		21.80847
S.E. of regression	0.049653	Durbin-Watson stat		1.804056

الجدول (5) نتائج تقدير المربّعات الصّغرى العاديّة لحياد النّقود

Dependent Variable: DLOG(GDP)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.021231	0.011628	-1.825888	0.0729
DLOG(M2)	1.628090	0.566683	2.873020	0.0056
DLOG(CPI)	0.589671	0.779475	0.756498	0.4524
EC(-1)	0.388476	0.147071	2.641422	0.0106
Adjusted R-squared	0.147523	Durbin-Watson stat		2.021976
S.E. of regression	0.064945	F-statistic		4.576426

كشفت نتائج الجدول (4) قبول شرط حياد عرض النّقود (M_1)، حيث لم تؤدِّ التغيّرات في معدل نمو عرض النّقود الضّيّق إلى أيّ تغيّر في معدل نموّ النّاتج الحقيقيّ. وكشفت نتائج الجدول (5) رفض شرط حياد عرض النقود (M_2)، حيث أدّت التغيّرات في معدل نموّ عرض النّقود، إلى زيادة كبيرة في معدّل نموّ النّاتج الحقيقيّ. ووجدنا من إبطاء حدّ تصحيح الخطأ، أنّ فائض النّقود بالقيمة الاسميّة؛ يؤدّي إلى زيادة معدل نموّ الدّخل الحقيقيّ. وتوجد علاقة موجبة بين نموّ الدّخل الحقيقيّ، وتغيّرات مستوى الأسعار، أي التّضخّم، إلّا أنّها ليس لها دلالة إحصائيّة في حالة (M_2).

أمّا على المدى الطّويل، فإنّ جميع المُتغيّرات في الأنموذجين متكاملة تكاملًا مشتركًا، ومن هنا نستطيع تقدير معاملات الأجل الطويل بأيّ منهجيّة، كأنموذج الانحدار الذّاتيّ للفجوات الزمنية الموزّعة (Autoregressive Distributed Lag Stationarity model) (ARDL)، والمربّعات الصّغرى العاديّة المصحّحة كليًّا Fully (modified ordinary least squares) (FMOLS)، والمربّعات الصّغرى العاديّة الحركيّة (Dynamic Ordinary Least Squares) (DOLS)، وغيرها.

الجدول (6) نتائج تقدير المربّعات الصّغرى العاديّة المصحّحة كليًّا (حالة عرض النقود M1)

Dependent Variable: LOG(GDP)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(M1)	0.160418	0.052694	3.044355	0.0035
LOG(CPI)	0.563815	0.135239	4.169016	0.0001
C	4.824707	0.200501	24.06323	0.0000
R-squared	0.811999	Mean dependent var		8.842234

Adjusted R-squared	0.805732	S.D. dependent var	0.114946
S.E. of regression	0.050663	Sum squared resid	0.154007
Long-run variance	0.000953		

الجدول (7) نتائج تقدير المربعات الصّغرى العاديّة المصحّحة كليًّا (حالة عرض النقود M2)

Dependent Variable: LOG(GDP)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(M2)	0.286309	0.069971	4.091806	0.0001
LOG(CPI)	0.298973	0.166724	1.793220	0.0780
C	4.541738	0.151934	29.89286	0.0000
R-squared	0.815743	Mean dependent var		8.842234
Adjusted R-squared	0.809601	S.D. dependent var		0.114946
S.E. of regression	0.050156	Sum squared resid		0.150940
Long-run variance	0.000762			

كشفت نتائج الجدول (6) أنّ التّغيّر في معدل نموّ عرض النقود الضّيّق (M_1)، أدّى إلى تغيّر معدّل نموّ النّاتج الحقيقيّ. كذلك كشفت نتائج الجدول (7)، أنّ التغيّر في معدّل نموّ عرض النّقود الواسع (M_2)، أدّى إلى تأثير أكبر في معدّل نموّ النّاتج الحقيقيّ. ويمكن الاستدلال على أنّ لعرض النّقود تأثيرًا إيجابيًّا ذا دلالة إحصائيّة على النّاتج المحلّيّ الإجماليّ على المدى الطّويل. ويشير معامل (M_1) البالغ (0.16)، إلى أنّ زيادة بنسبة (1%) في عرض النّقود الضّيّق، تؤدّي إلى زيادة بنسبة (0.16%) في النّاتج المحلّيّ الإجماليّ الحقيقيّ. وبيّن معامل (M_2) البالغ (0.28) إلى أنّ زيادة في عرض النّقود الواسع بنسبة (1%)؛ تؤدّي إلى زيادة بنسبة (0.28%) في النّاتج المحلّيّ الإجماليّ الحقيقيّ.

كذلك توجد علاقة موجبة بين مستوى الأسعار ونموّ الدّخل الحقيقيّ. حيث يبدو أنّ لمستوى الأسعار العام تأثيرًا إيجابيًّا على النّاتج المحليّ الإجماليّ على المدى الطّويل، ويكون التأثير معنويًّا عند مستوى دلالة يقلّ عن (1%)، في حالة معادلة (M_1)، ويقلّ عن (10%) في حالة (M_2)، ويشير معامل السّعر في حالة معادلة عرض النّقد الضّيّق (0.56) إلى أنّ زيادة في مستوى الأسعار بنسبة (1%)؛ تؤدّي إلى زيادة النّاتج المحلّيّ الإجماليّ الحقيقيّ بنسبة (0.56%)، وفي حالة معادلة عرض النّقود الواسع، يشير معامل السّعر (0.298)، إلى أنّ زيادة في مستوى الأسعار بنسبة (1%)، تؤدّي إلى زيادة النّاتج المحلّيّ الإجماليّ الحقيقيّ بنسبة (0.298%).

4.4 اختبار الاستقرار:

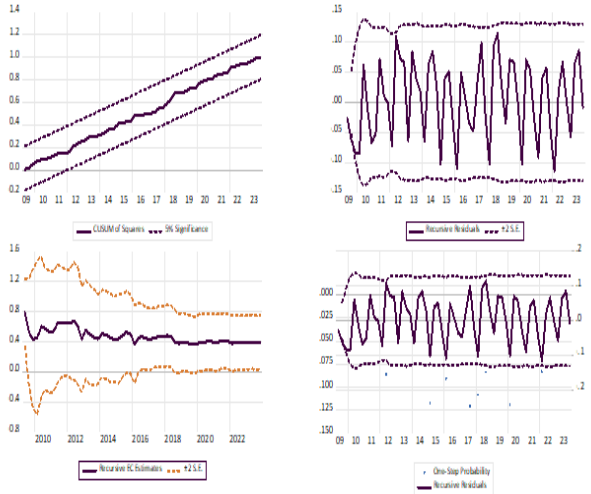
إذا حصلنا على نماذج اقتصاديّة تعتمد على إجراءات سياسيّة محدّدة، وهياكل مؤسّسيّة للاقتصاد على الرغم من تقديرها باستخدام أكثر التقنيات القياسيّة شيوعًا، فإن تغيّر السّياسات أو البنيّة المؤسّسية، قد تؤدّي إلى نتائج غير مبررة للباحثين، وتبطل أفضل النّماذج القياسيّة. في مثل هذه الظّروف الخاضعة لنقد (Lucas, 1981)، فإنّ النّظريّات والسّياسات المفترضة مسبقًا لأغراض التّقدير تتقوّض؛ ممّا يؤدّي إلى إبطال التّقديرات ومقترحات السّياسة.

إنّ إثبات التّكامل المشترك في فضاء المتغيّرات، مع وجود علاقة اقتصاديّة مستقرّة طويلة الأجل، قد يُفَسَّر بدالّة مستقرّة. ولا ينبغي اعتبار التّكامل المشترك دليلًا لصالح ثبات المعاملات المُقدّرة، ويمكن الحصول على شكل الدّالّة المقدّر في هذه الحالة، مع مراعاة الانقطاعات الهيكليّة وعدم استقرار المعلمات. وبالتّالي، يجب البحث عن نقاط الانقطاع المحتملة داخل الفترة، بالنّسبة لمواصفات الأنموذج بشكل مُتقن، وإلّا فإنّه "ليس فقط المواصفات الخاطئة الدّيناميكيّة، بل أيضًا التكيّف غير الصّحيح، وتغيّر فضاء المتغيّر مدار البحث ... بسبب تغيّر السّياسة، يجب اعتبارهما تفسيرات مكمّلة لعدم استقرار المعلمات" (Ozmen, 1996). ويمكن رفض شرط المتغيّرات الخارجيّة الضّعيفة (weak exogeneity condition) لجميع المتغيّرات؛ لأنه تمّ الحصول على معاملات مصحّحة لكلّ متغيّر في الأنموذج، باستخدام المجموع النقدي (M_2) ذات دلالة كبيرة من النّاحية الإحصائيّة، وسنركز في هذه الورقة على اختبارات استقرار الأنموذج؛ لمعرفة ما إذا كان يُظهر الأنموذج المقدّر فجوات هيكليّة داخل الفترة المدروسة.

يوضح الشّكل (1) مخطّط البواقي المتكررة (recursive residuals)، حول خطّ الصّفر لنماذج تصحيح الخطأ المستمدّة من العلاقات التّكامليّة المقدّرة. وبالنّظر إلى نطاقَي الخطأ المعياري ±2، تشير البواقي داخل نطاقي الخطأ المعياريّ، إلى استقرار معلمات المعادلة. والاختبار التّكميليّ للبواقي المتكرّرة اختبار التنبؤ بخطوة واحدة، الّذي ينتج رسمًا بيانيًّا للبواقي المتكرّرة والأخطاء المعياريّة، باستخدام نقاط العيّنة الّتي تكون قيمة احتمالها عند أو أقل من (0.15)، ويكرّر الجزء العلويّ من الرّسم البياني البواقي المتكرّرة (recursive residuals)، والأخطاء المعياريّة الّتي تظهرها، ويُظهر الجزء السّفليّ من الرّسم البيانيّ، قيم احتمال نقاط العيّنة، حيث سيتمّ قبول فرضيّة ثبات المعلمة عند مستويات (5%). وتتوافق النّقاط ذات القيم الاحتمالية الأقل من (0.05) مع تلك النّقاط، حيث لا تخرج البواقي المُتكرّرة خارج حدود الخطأ المعياريّ. ونرى أنّ الأدلّة مع ثبات المعلمة تؤكّد تقديرات البواقي المتكرّرة التي تمّ الحصول عليها أعلاه. كما هو الحال مع اختبار (CUSUM of squares)، حيث تشير الحركة داخل الخطوط الحرجة إلى استقرار المعلمة أو التّباين.

وأخيرًا، ترسم تقديرات تصحيح الخطأ المتكرر (EC)، تقديرات معامل تصحيح الخطأ الّذي يأتي من أنموذج التّكامل المشترك طويل الأجل،

باستخدام المزيد والمزيد من بيانات العيّنة في التّقدير. وإذا أظهر المعامل تباينًا كبيرًا مع إضافة المزيد من البيانات إلى معادلة التّقدير، سيكون مؤشّرًا على عدم الاستقرار. وأسفرت تقديرات تصحيح الخطأ المتكرّر عن نتائج متوافقة مع اختبارات التنبؤ المتبقّية المتكرّرة، واختبارات الخطوة الواحدة، حيث تحدث حالات استقرار رئيسة للفترة، كما يوضح اختبار (CUSUM of squares) استقرار المعلمات.



الشكل (1) تقدير تكراري (Recursive Estimates) (عرض النقود M2)

5. الخاتمة:

نظريّة كميّة النّقود مكوّن أساسيّ في النّظريّة الاقتصاديّة، تربط زيادة الأسعار وزيادة الكميّة الاسميّة للنّقود. وبناءً على افتراض مسبق لاستقرار علاقات الدّالّة المؤثّرة على كميّة النّقود المطلوبة، حيث تفترض نظريّة كميّة النّقود، إمكانية توقّع التّغيّر في سرعة دوران النّقود وتفسيرها من قبل الاقتصاديّين، الذين يأخذون في الحسبان العلاقة الاقتصاديّة السّاكنة لمراحل دورات الأعمال المختلفة.

درسنا مدى صحّة استقرار العلاقات طويلة الأجل بين المجاميع النّقديّة، والأسعار، ومستوى النّاتج الحقيقيّ من منظور النّظريّة الكميّة للاقتصاد الأردنيّ. وباستخدام بعض الأساليب القياسيّة الاقتصاديّة الحديثة، أظهرت نتائج التّقدير أنّه لا يمكن رفض خصائص سكون سرعة دوران (velocity) المجاميع النّقديّة الواسعة.

النّتائج الرّئيسة:

1. علاقة طويلة الأجل: تؤكّد نتائج اختبار التّكامل المشترك، وجود علاقة طويلة الأجل بين المجاميع النّقديّة، والأسعار، والنّاتج المحلّيّ الإجماليّ الحقيقيّ في الاقتصاد الأردنيّ.
2. حياديّة النّقود:

- عرض النّقود الضيّق (M1) محايد، حيث لم تؤدِّ التغيّرات في معدّل نموّه إلى تغيّر في معدل نموّ النّاتج الحقيقيّ في الأجل القصير.
- عرض النّقود الواسع (M2) غير محايد، حيث أدّت التّغيّرات في معدّل نموّه إلى زيادة كبيرة في معدل نموّ النّاتج الحقيقيّ في الأجل القصير.

3. التّأثير على المدى الطويل:

- زيادة في عرض النّقود الضيّق (M1)، بنسبة (1%)؛ تؤدّي إلى زيادة في النّاتج المحلّيّ الإجماليّ الحقيقيّ بنسبة (0.16%).
- زيادة في عرض النّقود الواسع (M2)، بنسبة (1%)؛ تؤدّي إلى زيادة في النّاتج المحلّيّ الإجماليّ الحقيقيّ بنسبة (0.28%).

4. العلاقة بين الأسعار والنّاتج: توجد علاقة موجبة بين مستوى الأسعار، ونموّ الدّخل الحقيقيّ على المدى الطّويل.
5. استقرار الأنموذج: أظهرت اختبارات الاستقرار (CUSUM of squares)، استقرار معلمات الأنموذج خلال فترة الدّراسة؛ ممّا يدعم موثوقيّة النّتائج.

الآثار المترتبة على السّياسات:

بالنّظر إلى متغيّر عرض النّقود كونه متغيّرًا خارجيًّا في فضاء المتغيّرات طويلة الأجل، فهذا يشير إلى دور مُهمّ للسّياسة النّقديّة في الاقتصاد الأردنيّ. ومع ذلك، تجب مراعاة مشكلة الدّاخليّة المُحتملة، والتّفاعلات المعقّدة بين المتغيّرات الاقتصاديّة الكليّة عند تصميم السّياسات.

وبناءً على نتائج الدّراسة، نقدّم التّوصيات الآتية:

1. التّركيز على المجاميع النّقديّة الواسعة: حيث ينبغي على البنك المركزيّ الأردنيّ، إيلاء المزيد من الاهتمام لمراقبة وتوجيه المجاميع النّقديّة الواسعة (M2)؛ نظرًا لتأثيرها الأكبر على النّموّ الاقتصاديّ مقارنة بالمجاميع الضّيّقة (M1).
2. سياسة نقديّة توسّعيّة مدروسة: يمكن استخدام زيادة مدروسة في عرض النّقود الواسع، كأداة لتحفيز النّموّ الاقتصاديّ، مع مراقبة دقيقة لآثارها على التّضخّم.
3. التّنسيق مع السّياسات الأخرى: ضرورة التّنسيق بين السّياسة النّقديّة، والسّياسات الماليّة والهيكليّة الأخرى؛ لمعالجة التّحدّيات الخاصّة بالاقتصاد الأردنيّ، مثل: ارتباط الدّينار بالدولار، والاعتماد على المساعدات الخارجيّة، والتّحدّيات الدّيموغرافيّة.
4. مراقبة الانقطاعات الهيكليّة: الاهتمام بالانقطاعات الهيكليّة المحتملة في العلاقات بين المتغيّرات الاقتصادية الكليّة، خاصّة في أوقات الأزمات العالميّة، أو التغيّرات في السّياسات الاقتصاديّة.
5. تحديث أطر السّياسة النّقديّة: الاستفادة من التّطوّرات الحديثة في أطر السّياسة النّقديّة، مع الحفاظ على الاهتمام بالمجاميع النّقديّة كمتغيّرات معلوماتيّة مهمّة، في ظلّ خصوصيّة الاقتصاد الأردنيّ.

وختامًا، تؤكّد هذه الدّراسة على أهميّة اتّباع سياسة نقديّة متوازنة، تراعي العلاقات المُعقّدة بين المجاميع النّقديّة والأسعار والنّاتج، وتستجيب للتّحدّيات الخاصّة بالاقتصاد الأردنيّ؛ من أجل تحقيق النّموّ الاقتصاديّ المُستدام، والحفاظ على استقرار الأسعار.

References:

1. Abbas, N. A., Khaled Mohammed Al-Sawaie, Ibrahim Mohammad Khrais, Issa Sweity, Ibrahim Mohammad ALSahiem, Asokan Vasudevan, Hadeel Yaseen, Suleiman Ibrahim Shelash Mohammad, and You Li (2025). Stability Analysis of the Money Demand Function. *Applied Mathematics & Information Sciences*, 19(2), 307–315. https://doi.org/10.18576/amis/190207. https://www.naturalspublishing.com/files/published/4cv6j4r11h122y.pdf
2. Al Sawaie, K. M., & Abbas, N. A. (2022). The Impact of the Corona Pandemic on Bank Credit: Case of Jordan. *Explore Business, Technology Opportunities and Challenges After the Covid-19 Pandemic*, 1370–1375. https://doi.org/10.1007/978-3-031-08954-1_118
3. Al-Fawwaz, T. M., & Al-Sawai'e, K. M. (2012). Output, Money, and Prices: The Case of Jordan. *International Business Research*, 5(12), 223-229. https://doi.org/10.5539/ibr.v5n12p223
4. Ali, B. (2019). THE LONG-RUN RELATIONSHIP BETWEEN OUTPUT, MONEY, AND PRICES: EMPIRICAL EVIDENCE FROM SYRIA. *International Journal of Advanced Research*, 7(2), 541–548. https://doi.org/10.21474/ijar01/8517
5. Asongu, S. A. (2013). Does Money Matter in Africa? New Empirics on Long- and Short-Run Effects of Monetary Policy on Output and Prices. *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.2493301
6. Batarseh, A. I. (2017). The Causal Relationship between Money, Output, and Prices: In Jordan (1970-2013), *Arab Journal of Management*, 37(2), 45-57.
7. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427–431. https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531
8. Dwyer, G.P. and R.W. Hafer (1988), Is Money Irrelevant?, *FRB of St. Louis Review*, Vol. 80, pp. 13-24.
9. Dwyer, G.P. and R.W. Hafer (1999), Are Money Growth and Inflation Still Related?, *FRB of Atlanta Economic Review*, Second Quarter, pp. 32-43.
10. Estrella, A., & Mishkin, F. S. (1997). Is there a role for monetary aggregates in the conduct of monetary policy? *Journal of Monetary Economics*, 40(2), 279–304. https://doi.org/10.1016/s0304-3932(97)00044-5
11. Fisher, I. (1911). The Purchasing Power of Money, New York, MacMillan Ltd.
12. Friedman, M. (1956). The Quantity Theory of Money – A Restatement, Studies in the Quantity Theory of Money, The University of Chicago Press, 3-21.
13. Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120. https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7
14. Grauwe, P. D., & Polan, M. (2005). Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon? *The Scandinavian Journal of Economics*, 107(2), 239–259. Portico. https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2005.00406.x
15. Horan, P. J. (2024). Money, output, and prices: 1967-2022. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 97, 101870. https://doi.org/10.1016/j.qref.2024.101870
16. Karthikeyan, P. & Manikandan, M. (2020). SHORT RUN AND LONG RUN CAUSALITY RELATIONSHIP BETWEEN MONEY SUPPLY, OUTPUT AND PRICE LEVEL. *Journal of Xidian University*, 14(5), 349-372. https://doi.org/10.37896/jxu14.5/035
17. Lucas, R.E. Econometric Policy Evaluation: A Critique, *Studies in Business-Cycle Theory*, (Ed. R.E. Lucas), MIT Press, 104-13, (1981).
18. Meltzer, A. H. (1998). Monetarism: The issues and the outcome. *Atlantic Economic Journal*, 26(1), 8–31. https://doi.org/10.1007/bf02298368
19. Mishkin, F.S. (1997), The Economics of Money, Banking and Financial Markets, 5. Ed.Addison-Wesley.
20. Özmen, E. (2003). Testing the quantity theory of money in Greece. *Applied Economics Letters*, 10(15), 971–974. https://doi.org/10.1080/1350485032000164044
21. Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361. https://doi.org/10.2307/1913712
22. Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335. https://doi.org/10.2307/2336182
23. Pigou, A.C. (1917), The Value of Money, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 32, pp. 38-65.
24. SAATCIOGLU, C & KORAP, L. (2008). LONG-RUN RELATIONS BETWEEN MONEY, PRICES AND OUTPUT: THE CASE OF TURKEY, *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt 4, Sayı 7, 2008, ss. 33-54.

25. Sharma, A., & Nurudeen, I. (2019). Monetary Policy Disturbance in India: The Relationships Among Money, Output and Prices. *The Indian Economic Journal*, 67(3–4), 246–257. https://doi.org/10.1177/0019466220947699

26. Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270. https://doi.org/10.1080/07350015.1992.10509904