

العلاقة السببية بين عرض النقد والنتاج المحلي الاجمالي في العراق للمدة (2003-2022)

The Causal Relationship between the Money supply and Gross Domestic Product in Iraq for the period (2003-2022)

م.د. فراس حسين علي الصفار

Dr. Firas Hussein Ali ALSaffar

Firas.h@uokerbala.edu.iq

مركز الدراسات الاستراتيجية / جامعة كربلاء

Center for Strategic Studies

University of Kerbala

المستخلص

يهدف البحث الى استقصاء وجود وطبيعة العلاقة بين التطور النقدي والنشاط الاقتصادي في العراق، من خلال تحليل العلاقة السببية بين معدل نمو عرض النقد بمقاييس مختلفة ومعدل نمو الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي في العراق للمدة (2003-2022)، باستخدام اختبار جرينجر (Causality Test) للسببية ومنهجية جوهانسن للتكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، لتحديد وجود واتجاه العلاقات السببية بين المتغيرات المدروسة. فضلاً عن ان الدراسة استخدمت النموذج القياسي الديناميكي مع فترات إبطاء مناسبة لقياس أثر المتغيرات النقدية في نمو الناتج المحلي في الاجلين القصير والطويل، وقد اظهرت نتائج التقدير وجود علاقة طويلة الأجل بين معدل نمو النقود بأنواعه المختلفة ومعدل نمو الناتج المحلي الحقيقي في العراق باستخدام نموذج تصحيح الخطأ والتكامل المشترك، في حين كانت هناك علاقة قصيرة الاجل بين اغلب المتغيرات المستقلة المتمثلة بعرض النقد (M2, M1) والمتغير المعتمد (GDP_r) وهو ما اكدته نتائج اختبار السببية المبني على منهجية جرانجر، وبناءً على نتائج الاختبارات نستنتج ان التغيرات في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي في العراق تتأثر بشكل متفاوت وغير حاسم بالتغيرات في عرض النقد بأغلب انواعه المختلفة في الأمد القصير في حين ان التغيرات في عرض النقد بأنواعه المختلفة تؤثر بالناتج المحلي الحقيقي في الأمد الطويل.

الكلمات المفتاحية: الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي، عرض النقد، التكامل المشترك، نموذج تصحيح الخطأ، سببية جرانجر.

Abstract: The Research aims to impact monetary development activity in Iraq survey, through the Causal Relationship between the growth rate of Money Supply, the three measurement (M1, M2, M0) and the rate of GDP in Iraq growth analysis for the Period 2003 to 2022. Using Granger causality test and Johansen approach for co-integration equation, and error correction model (ECM) to determined the direction of causal relationship and interaction effect between those variables.

As well as the study used dynamics econometrics model with period of lags suitable for measuring the impact of monetary variables in the GDP growth in the short and long terms. Result of the assessment has shown existence of a long run relationship between money in its different forms growth rate and the rate of real GDP in Iraq, using the error correction model and co-integration, while there were short run relationship between most of the independent variables of money supply (M1, M2) and variable adopted (GDP_r), and there was no relationship with M0 in the short term. which was confirmed causality test based on the result of Granger approach, through a common integration between these variables and based on the results of the tests conclude that the changes in the real GDP in Iraq are disproportionately affected and non-critical changes in the money supply most of various kinds in the short run, while the changes in the money supply in its different forms affect real GDP in the long run.

Keyword: real GDP, Money Supply, co-integration, ECM, Granger causality

1. المقدمة:

تقدم هذه الدراسة دلائل قياسية حول العلاقة بين النقود والناتج المحلي الاجمالي في العراق، اذ تختلف الرؤى في مدى تأثير عرض النقد في المتغيرات الاقتصادية الحقيقية او الاسمية او كليهما معاً. حيث أكدت معظم الطروحات النظرية للاقتصاديين على فاعلية النقود في الاقتصاد ولكن الاختلاف يكون في المدى الذي يمكن ان تؤثر فيه النقود اذ يعتقد الكينزيون ان للنقود تأثيراً قليلاً

في المدى القصير في حين يؤكد النقديون ان للنقود تأثيراً كبيراً جداً في المدى القصير وتكون حيادية في الاجل الطويل. ولا يزال هذه الموضوع محللا لاختلافات جوهرية فيما بين وجهات نظر الاقتصاديين، اذ حاولت عدة دراسات تحليل العلاقة بين النقود والنشاط الاقتصادي لكنها توصلت لنتائج غير مؤكدة مع اختلاف هذه الدراسات من حيث المنهجية وحجم العينة والبلد وغيرها، فعلى المستوى النظري تؤكد النظريات النقدية المختلفة على أن العديد من المتغيرات الاقتصادية (الدخل، الاستثمار، الإنفاق، الأسعار...) قد تتأثر بما بطراً على التداول النقدي في الاقتصاد.

في حين ان الدراسات التطبيقية كان لها آراء مختلفة وخاصة ما يتعلق بتحديد طبيعة واتجاه العلاقة بين النمو في عرض النقود والنمو في الناتج المحلي الاجمالي في بعض الاقتصاديات العالمية، بالاعتماد على العديد من العلاقات والنماذج الاقتصادية القياسية. وفي اغلب الاحيان استخدمت هذه الدراسات الناتج المحلي الاجمالي كمتغير تابع والنقود والناتج المحلي الاجمالي المبطة كمتغيرات مستقلة. وكانت النتائج تشير الى ان التغيرات في معدل نمو الكتلة النقدية يعد شرطاً ضرورياً وكافياً لإحداث تغييرات ملموسة في الناتج المحلي الاجمالي الاسمي. (Bordo, 1989, pp. 19-20).

2. المنهجية

1-2 أهمية الدراسة:

تكتسب دراسة النقود وأثارها في الاقتصاد أهمية بالغة في معظم اقتصاديات الدول النامية إذ تحاول تلك الدول البحث عن الحصول على افضل النتائج التي تخدم اقتصادها المحلي من خلال التأثير المباشر وغير المباشر على المتغيرات الاساسية لذلك فان أثر عرض النقد على الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي يعد من أهم الخيارات الاستراتيجية التي تبحث عنها اي دولة، ومن بينها العراق من خلال مجموعة من الإجراءات التي يطبقها البنك المركزي العراقي. ومن هنا تأتي أهمية الدراسة في توضيح دور الكتلة النقدية من خلال مجموعة مؤشرات وأثرها على النمو الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي في العراق للمدة (2003-2022).

2-2 مشكلة الدراسة:

يمكن صياغة إشكالية الدراسة في التساؤلات التالية:

- ما هو الدور الذي يمكن للنقود أن تلعبه في تحديد مستوى النشاط الاقتصادي السائد في مجتمع ما؟
- وهل التغيرات النقدية أثرت فعلا على الجانب الحقيقي في الاقتصاد العراقي؟
- ام ان دورها كان محايداً؟ ومن ثم ينعكس على المستوى العام للأسعار؟

2-2 فرضية الدراسة:

تتطلق فرضية الدراسة من إن التغيرات في مقياس عرض النقد لها أثر على النمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في الاقتصاد العراقي للمدة (2003-2022).

4-2 أهداف الدراسة:

نسعى من خلال هذا الدراسة للوصول إلى الأهداف التالية:

- تحديد أثر النقود في النشاط الاقتصادي العراقي خلال مدة الدراسة.
- توضيح طبيعة العلاقات بين متغيرات الدراسة ومدى التأثير اذ كان باتجاه واحد ام باتجاهين اي تأثير متبادل بينهما في الاجل القصير والاجل الطويل.
- بحث وتحليل العلاقة بين النمو في عرض النقد متمثل بثلاث مؤشرات اساسية يستخدمها البنك المركزي العراقي في منشوراته المختلفة لتوضيح حجم الكتلة النقدية وهي كل من عرض النقد بالمعنى الضيق (M1) وعرض النقد بالمعنى الواسع (M2) والاساس النقدي (M0) واثراها بشكل مستقل على النمو في الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي (GDP) في العراق خلال الفترة (2003-2022). والحصول على تقديرات لمعاملات النموذج المقترح للدالة وتحديد الأهمية النسبية لكل من المتغيرات الظاهرة في النموذج، وذلك باستعمال البرنامج الإحصائي (Eviews.12) المختص بتطبيق منهجيات الاقتصاد القياسي.

5-2 بيانات الدراسة:

تم الاعتماد على بيانات البنك المركزي العراقي لعرض النقد بمفاهيمها المختلفة (بيانات سنوية) للمدة (2003-2022) وهي كل من (المجموعة الاحصائية للسنوات 2003-2021) (التقارير الاقتصادية للسنوات 2003-2021) (الموقع الاحصائي للبنك المركزي العراقي) كما تم الاعتماد على الجهاز المركزي للإحصاء في وزارة التخطيط العراقية، اما بخصوص الناتج

المحلي الإجمالي الحقيقي (بيانات سنوية) (2007=100) فقد تم الاعتماد فضلاً عما سبق على مجموعة البنك الدولي (احصاءات الدول).

3. علاقة النقود بالنشاط الاقتصادي

في إطار النشاط الاقتصادي للمجتمع، توجد النقود في حركة دائمة. حيث تنتقل من دور اقتصادي إلى آخر فتترك أثراً أينما مرت فتعمل على زيادة خلق القيم الاقتصادية، وبالرغم من هذا الدور الحيوي في الاقتصاد، فإن كثافة استخدام النقود قد لا تكون لها آثار إيجابية فقط بل قد تحدث أيضاً آثاراً سلبية إن لم يتم التحكم في تداولها. فقد أدى إدخال النقود في النظام الاقتصادي إلى تغيير طبيعة الترابطات الاقتصادية وطبيعة التغيرات التي تحدثها ودرجتها. ويحدد أداء النقود في الاقتصاد حجم النشاط الاقتصادي من خلال حجم القيم الذي تعمل على خلقه (Ltrash, 2010, p. 67). ويعد دور النقود في النشاط الاقتصادي من المواضيع الاقتصادية المثيرة للجدل خصوصاً دورها في التأثير على المتغيرات الحقيقية والاسمية، ويخضع هذا الدور لجدل واسع بين الاقتصاديين سواء من الناحية النظرية أو العملية، فمع إن معظم الاقتصاديين المعاصرين يتفقون فيما بينهم على إن التغيرات في عرض النقود والطلب عليه تلعب دوراً مهماً في تقدير مستوى النشاط الاقتصادي السائد، إلا أنهم يختلفون حول الآلية التي تنتقل من خلالها آثار هذه التغيرات إلى الاقتصاد.

3-1 دور النقود في النشاط الاقتصادي وفق الآراء الكلاسيكية

شكل المستوى العام للأسعار محور الاهتمامات النقدية للمفكرين الكلاسيك فقد بحث الاقتصاديون الكلاسيك النشاط الاقتصادي من كل جوانبه وتوغلوا في أدق تفاصيله، وما يعنينا هنا هو بيان أفكار الكلاسيك من النقود وأثرها في الظواهر الاقتصادية المختلفة، إذ كان التحليل النقدي الكلاسيكي مبني على مبدأ حيادية النقود الذي ينص على أن النقود ما هي إلا ستار يخفي الجوانب الحقيقية للاقتصاد، ومن ثم يقتصر دورها على تسيير النشاط الاقتصادي دون التأثير على مستواه، الأمر الذي ينعكس مباشرة على المستوى العام للأسعار دون سواه، فالنقود مجرد عربة تحمل عليها القيم التبادلية في الأسواق. لذلك ركزت الدراسات الأولى على بحث العلاقة بين النقود والأسعار، من خلال معادلة التبادل (The Equation of Exchange) للاقتصادي Irving Fisher فقد حاول في مؤلفته المشهور (the purchasing power of money) الصادر عام (1925) أن يجعل من هذه الصيغة، الأداة التحليلية لتوضيح العوامل المفسرة لتقلبات المستوى العام للأسعار، أي أن الزيادة في كمية النقود ليس لها تأثير على الإنتاج والتجارة، لكنها تؤثر على المستوى العام للأسعار (MEDEMA & SAMUELS, 2000, p. 312).

أذ تؤكد النظرية النقدية الكلاسيكية على الفصل التام بين الجانب الحقيقي من الاقتصاد والجانب النقدي، حيث يتكون الجانب الحقيقي من أسواق العمل ودوال الإنتاج التي تحدد مستوى الاجر الحقيقي ($\frac{w}{p}$) والنتائج عند التشغيل الكامل للموارد (Y). وكذلك سوق رأس المال (الادخار والاستثمار) الذي يحدد سعر الفائدة الحقيقي الذي يمثل ثمن التضحية بالاستهلاك الحاضر من أجل مزيد من الاستهلاك في المستقبل، أي أنه يمثل عائد للادخار الحالي. أما الجانب النقدي، فإنه يتكون من المتغيرات النقدية التي هي منفصلة عن الجانب الحقيقي (Al-Afandi, 2017, p. 441)، أي أن التصورات الكلاسيكية تؤكد على أن تغيير كمية النقود، يكون مستقل عن تغيير حجم الدخل.

ولكن الأزمة الاقتصادية لعام 1929 دفعت إلى إعادة النظر في بعض مسلمات وفرضيات الفكر الاقتصادي الكلاسيكي المبني على أن الاقتصاد في حالة (سكون) وأن حجم الناتج الحقيقي ثابت عند مستوى التشغيل الكامل وأن الطلب على النقود هو طلب مشتق من الطلب على السلع والخدمات وأن سرعة تداول النقود ثابتة ومستقلة عن كمية النقود. وفتحت بذلك الطريق للبحث في الدور الممكن أن تلعبه النقود في النشاط الاقتصادي، وقد عزز هذا الرأي العديد من البحوث والدراسات النقدية والاقتصادية التي رأت أنه لم يعد هناك مبرراً يفسر حيادية النقود، لأن النقود أصبحت ترتبط بمختلف جوانب الحياة الاقتصادية (إنتاجاً، وتوزيعاً واستهلاكاً)، وأن امتداد آثارها على مختلف الأنشطة الاقتصادية، كما ويمكن أن تتأثر في حجمها بمثل هذه العوامل والمتغيرات الاقتصادية (Al-Masry, 2014).

3-2 دور النقود في النشاط الاقتصادي وفق الآراء الكينزية

يرى اصحاب الفكر الكينزي وفي مقدمتهم كينز أن للنقود وظائف أخرى مهمة يمكن أن تؤديها داخل النشاط الاقتصادي، وإنها لا تقتصر على وظيفة كونها وسيلة مبادلة، إذ يمكن أن تكون خزين للقيمة جاعلاً من هذه الوظيفة محركاً مهماً لتغيير مستويات الدخل والإنتاج والاستخدام، إذ إن الاحتفاظ بالنقود بدلاً من استثمارها يأتي نتيجة عنصر الشك في المستقبل الذي يسيطر على الأفراد بما يؤديه من ارتفاع سعر الفائدة الذي يؤدي إلى انكماش حجم الاستثمار ومن ثم نقص الطلب الكلي الفعال الذي يؤدي إلى تدهور مستوى الدخل والإنتاج والاستخدام، في حين يحصل العكس عندما ينخفض ميل الأفراد لتفضيل السيولة (Preference Liquidity) وعن طريق هذا المسلك تدخل النقود في النشاط الاقتصادي، وقد أكد كينز إن سعر الفائدة في

السوق النقدية يتحدد وفقاً لتفاعل العوامل النقدية وهي عرض النقود والطلب عليه حيث اعتبر كينز ان سعر الفائدة هو ظاهرة نقدية وليس عينية كما اعتقد الكلاسيك، (Ltrash, 2010, pp. 75-76)، وان استخدام سياسة نقدية توسعية ستؤدي الى خفض سعر الفائدة، ما يؤدي الى زيادة الاستثمار، ومن ثم زيادة الطلب الكلي، فضلاً عن زيادة الدخل الكلي الى مستوى التشغيل الكامل من خلال عمل المضاعف، اما في حالة زيادة المعروض النقدي الى مستوى اعلى مستوى التشغيل الكامل في الاجل الطويل فان السياسة النقدية التوسعية تكون ذات اثر تضخمي (Amer, 2010). وعليه فإن كينز يفترض ضمناً أن كمية النقود هي دالة متناقصة مع معدل الفائدة، ودالة متزايدة مع الدخل. وتأخذ دالة الطلب على النقود للتبسيط الصيغة الرياضية الخطية الآتية (Snowdon & Vane, 2005, p. 109):

$$\frac{M_d}{P} = \beta_1 Y - \beta_2 r = \frac{M_s}{P} \dots (1)$$

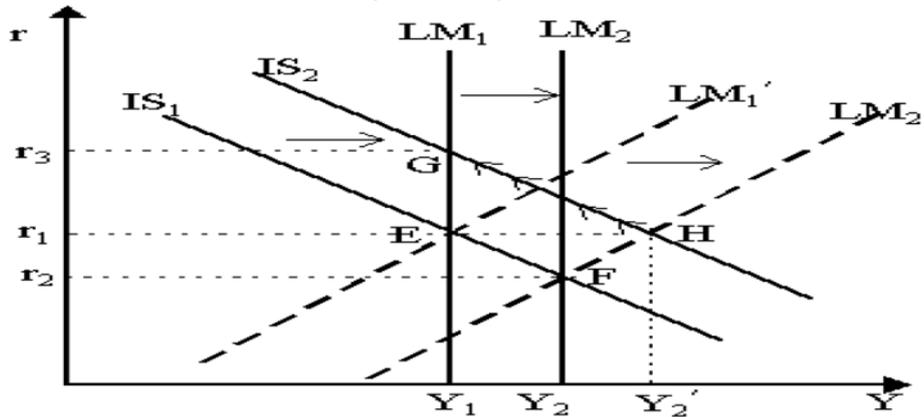
حيث: $\frac{M_d}{P}$ الطلب الحقيقي على النقود، $\frac{M_s}{P}$ العرض الحقيقي للنقود، اما r و Y فهي الدخل وسعر الفائدة على الترتيب، فإذا فرضنا مثلاً أن كمية النقود في اقتصاد ما كانت في اللحظة t هي (M_1) وكان معدل الفائدة هو (r_1) والدخل هو (Y_1) ، فإن منحني تفضيل السيولة وكمية النقود يكون (LM_1) ، ومنحنى الادخار يكون (IS_1) ، وتقاطع المنحنيين يعطينا نقطة توازن الاقتصاد (E) في هذه اللحظة، كما يبينه الشكل (1) للمخطط $(IS-LM)$. (Ackley, 1980, pp. 534-536). ولنفرض مثلاً أن هذه الكمية من النقود قد زادت الى (M_2) في اللحظة $t+1$ فالعلاقة العكسية بين كمية النقود ومعدل الفائدة المفترضة في التحليل الكينزي تؤدي إلى انخفاض معدل الفائدة إلى (r_2) مما يدفع بمنحني تفضيل السيولة وكمية النقود للتحرك نحو الاسفل الى (LM_2) ، وعندها تصبح نقطة التوازن الجديدة للاقتصاد في هذه اللحظة هي (F) ، والتي يقابلها الدخل (Y_2) ، وهذه هي آلية تأثير كمية النقود على الدخل باختصار عند كينز. أما لو أدخلنا مع السياسة النقدية (زيادة كمية النقود مثلاً) السياسة المالية (زيادة النفقات الحكومية مثلاً) فإن منحني الادخار سيتحرك نحو الأعلى ليصبح (IS_2) ، وتصبح نقطة التوازن الجديدة هي (H) ويقابلها مستوى دخل أكبر هو (Y_2') (Khalil S. , 1994, pp. 814-822).

3-3 دور النقود في النشاط الاقتصادي وفق الآراء النقدية

نتيجة للتطورات التي تعرضت لها النظم الرأسمالية، واختلاف طبيعة الازمات الاقتصادية الجديدة، والتي تمثلت في مشكلة التضخم الركودي حاول علماء الاقتصاد الجمع بين نتائج تحليل المدرستين التقليدية (الكلاسيكية) والحديثة (الكينزية) في النقود للحصول على نتائج اقرب ما تكون الى الواقع العملي. وهذا ما اعاد الحياة للنظرية النقدية التقليدية في مدرسة شيكاغو والتي قاد فكرها الاقتصادي ميلتون فريدمان. وقد اطلق على فكرته بالنظرية الحديثة لكمية النقود. فقد كانت نظريتهم تثبت بان هناك علاقة قوية بين التغيير في الدخل والتغير في عرض النقود، بحيث وجد أصحاب هذه النظرية من خلال الدراسات الاحصائية سرعة تداول النقود تظهر انتظاماً في حركتها وتغيرها مقارنة بمضاعف الاستثمار نتيجة للتغير الواسع في الميل الحدي للادخار، فكلما تكون سرعة تداول النقود مستقرة (إلى حد ما) ومنتظمة فسوف تكون هناك علاقة مباشرة بين الدخل وكمية النقود وبذلك تصبح كمية النقود ذات أهمية كبيرة في تفسير التغيرات في الدخل القومي، (Gharbi, 2018)، إذ تستند النظرية الكمية الحديثة للنقود إلى تفاعل الطلب المستقر على النقود مع عرض نقدي محدد بشكل مستقل، فإن النتيجة الرئيسية المقترحة لها أن التغيير في معدل نمو النقود سوف ينتج عنه تغير مماثل ولكنه متأخر في معدل نمو الدخل الاسمي على المدى القصير، وتغيرات في الإنتاج الحقيقي والأسعار على المدى الطويل (Bordo, 1989, p. 18). ويعتقد فريدمان أن معدل النمو طويل الاجل للنتائج يتحدد بالعوامل الحقيقية مثل معدل الادخار وهيكل الصناعة. (Abdgmam, 1999, p. 333).

كما يرى فريدمان ان العوامل المؤثرة على عرض النقود مستقلة عن تلك المؤثرة على طلبها وان السياسة النقدية من خلال عرض النقود هي التي تحدد مستوى سعر الفائدة، فضلاً عن ذلك يعتبر فريدمان ان تحقيق الاستقرار النقدي يتطلب زيادة عرض النقود بنسبة ثابتة ومستقرة تتفق مع النمو الاقتصادي، ويرى ان الاهمية لعرض النقد وليس للطلب عليه كما يرى كينز وإن كمية النقود لا تؤدي بالضرورة إلى تناقص معدل الفائدة كما تفترض النظرية الكينزية، بل قد تتزايد أو تبقى ثابتة أيضاً، وذلك بحسب حجم هذه الزيادة في كمية النقود، بالمقابل أن السياسة المالية قد تكون عديمة الجدوى ، لأنها تفترض المرونة التامة لكمية النقود، التي تنص على أن التوازن في السوق النقدي قد يحدث دون تغير في سعر الفائدة، كما انهم يؤمنون بان سعر الفائدة انما يتحدد بواسطة قوة الادخار والانتاجية، فحسب رأيهم انه لو كان سعر الفائدة ظاهرة نقدية بحته لتمكنت السلطات النقدية ان تدفعه إلى أي مستوى ترغب فيه (Ahmed, 2018, pp. 248-252).

وبأخذ نفس معطيات اللحظة t المعتمدة في التحليل الكينزي السابق، وباعتبار منحني تفضيل السيولة وكمية النقود عمودياً على محور السيني في التحليل النقدي لفريدمان (LM_1) بحيث تبقى نقطة توازن الاقتصاد نفسها (E) ، اما عندما تزداد كمية النقود الى (M_2) في اللحظة $t+1$ ينخفض معدل الفائدة إلى (r_2) ويتجه معه منحني تفضيل السيولة وكمية النقود للتحرك نحو اليمين ليصبح (LM_2) ، وتكون نقطة التوازن الجديدة للاقتصاد في هذه اللحظة هي نفسها (F) والتي يقابلها الدخل (Y_2) كما مبين بالشكل التالي.



الشكل (1) اثر النقود على الانتاج من خلال منحنى IS-LM

المصدر: (Ackley, 1980, p. 534) (Khalil A. , 2014, pp. 193-207) (Khalil S. , 1994, (Al-Afandi, 2017, pp. 541-549) (Khalil S. , 1994, pp. 814-822)

وهنا يتفق التحليل النقدي مع التحليل الكينزي، لكن على العكس من ذلك فإن استخدام السياسة المالية لوحدها يكون بحسب التحليل النقدي لفريدمان عديم الجدوى تماماً لأن معدل الفائدة سيزداد، وتنتقل نقطة التوازن إلى النقطة (G) لكن من دون أن يزداد معه مستوى الدخل، أما عند استخدام السياسة النقدية والسياسة المالية معا فإن مستوى الدخل لن يزداد عن ذلك المحقق بزيادة كمية النقود لوحدها. (Samuelson & Nordhaus, 2012, pp. 556-559). اجمالاً، يتفق الكينزيون المحدثون والنقديون حول فعالية السياسة النقدية في نموذج IS-LM الا ان الكينزيون يرون انها غير فعالة عند مصيدة السيولة بينما يرى النقديون انها فعالة دوماً. (Khalil A. , 2014, p. 208)، ان النقديون يؤمنون بأن الاستقرار في نمو النقود سوف يزيل المصادر الاساسية لعدم الاستقرار في تحديد الدخل في الفترة القصيرة. ومع ذلك ستبقى بعض المصادر الاخرى لعدم الاستقرار، ولكن هذه المصادر ليست اساسية ذلك لأنه مع ثبات مستوى رصيد النقود، فان هزة معينة سوف لن يكون لها اثر كبير نتيجة لشدة انحدار (LM)، ويعتقد فريدمان وبقية النقديين أن الاثر النهائي لإجراء السياسة النقدية سيظهر بعد (6-8) اشهر (Khalil S. , 1994, pp. 821-823).

4. مؤشرات الدراسة

سيتم في هذا الجزء توضيح المتغيرات التي تم استخدامها في الدراسة وكما يأتي:

4-1 مؤشر الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي

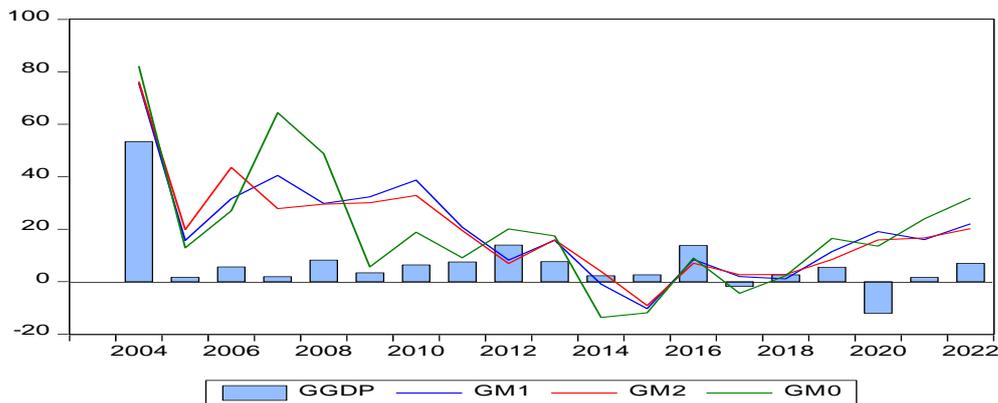
يعد الناتج المحلي الإجمالي Gross Domestic Product أحد أهم المؤشرات التي تعكس أداء الاقتصاد القومي، حيث يعبر معدل نموه عن مستوى النمو الاقتصادي المتحقق خلال مدة زمنية معينة تقدر بنسبة عادة، وهو ما يشير الى أهمية دراسته كأحد مؤشرات الاقتصاد الكلي. يعرف الناتج المحلي الإجمالي بأنه عبارة عن قيمة الإنتاج من السلع والخدمات النهائية المتحققة خلال سنة، وتعبير آخر هو عبارة عن مجموع القيم المضافة للمنتجين المقيمين خلال سنة. يُعد الناتج المحلي الإجمالي مؤشراً مهماً من مؤشرات الحسابات القومية لأنه يعبر عن كفاءة الاداء الاقتصادي للبلد للفترة الماضية، حيث أن تطور الناتج ينعكس على تطور الدخل القومي وتطور الدخل سيودي الى تحسين مستوى الرفاهية الاجتماعية للفرد. كما أن تحديد نسبة النمو المطلوبة للفترة القادمة يعكس معدل النمو المطلوب تحقيقه للاقتصاد الوطني. ويستخدم هذا المؤشر مع مؤشرات الحسابات القومية الاخرى في رصد السلوك والتحليل الاقتصادي ورسم السياسات واتخاذ القرارات واجراء المقارنات الدولية، اما الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي (او الناتج المحلي الاجمالي بالاسعار الاساسية) فهو السعر الذي يتلقاه المنتج من المشتري لقاء وحدة من السلعة او خدمة منتجة بوصفها منتجات مخصوم منه اية ضرائب مدفوعة ومضاف اية اعانات تلقاها المنتج ولا يشمل هذا السعر اية تكلفة نقل (National Accounts Directorate, 2021, p. 1).

4-2 مؤشر عرض النقد

يُعد عرض النقد من أهم المتغيرات النقدية التي تعكس صورة الوضع الاقتصادي في اي بلد خلال مدة زمنية معينة ويطلق عليه (الكتلة النقدية) فالتغيرات فيه تدفع إلى تغيرات مهمة في المتغيرات الاقتصادية الأخرى مثل الناتج والأسعار وأسعار الصرف وأسعار الفائدة. والبنك المركزي هو السلطة النقدية التي تتحكم بعرض النقد سواء من خلال إصدار النقود القانونية أو من خلال المضاعف النقدي (Money multiplier) أو الرقابة المصرفية والائتمانية العامة. سوف ينحصر موضوع البحث على مكونات عرض النقد التي يمكن أن تستخدم كوسيلة للمبادلات ولتسوية المدفوعات والديون المؤجلة وخاصة أن عرض النقود في الاقتصاد العراقي محدود نظراً لعدم وجود سوق مالية ونقدية متطورة بحيث

يمكن أن توفر بدائل قريبة للنقد كوسيلة للاحتفاظ بالثروة وستتناول عرض النقد وفق المفاهيم الاتية (Central Bank of Iraq, 2013, p. 5):

- المفهوم الضيق التقليدي (M1): يمثل النقد خارج البنوك مضافاً إليه الودائع الجارية بالعملة الوطنية والاجنبية للقطاعات الاقتصادية (باستثناء قطاع الحكومة المركزية) لدى المصارف التجارية، كما يعرف ايضاً بمصطلح (مجموع وسائل الدفع). أي إن هذا المفهوم ينظر إلى النقود كوسيط للتبادل.
- المفهوم الواسع (M2): يمثل عرض النقد الضيق مضافاً إليه الودائع الأخرى لكافة القطاعات الاقتصادية (باستثناء قطاع الحكومة المركزية) لدى المصارف التجارية. فهو يعرف ايضاً بمصطلح (السيولة المحلية الخاصة)، ويستند هذا التعريف إلى وجود علاقة ارتباط قوية بين الناتج المحلي والعرض النقدي كوسيط في التبادل، وإلى وجود درجة عالية من الإحلال بين الودائع الأجل والودائع تحت الطلب والنقد المتداول.
- الأساس النقدي (M0): يمثل النقد المصدر إلى التداول (باستثناء النقد في خزائن البنك المركزي) مضافاً إليه ودائع البنوك التجارية بالدينار العراقي لدى البنك المركزي. ويطلق عليه ايضاً بالقاعدة النقدية، والنقطة الأهم ان الأساس النقدي او القاعدة النقدية تلعب دوراً مؤثراً على حجم الودائع الجديدة التي تقوم بخلقها المصارف التجارية ومن ثم على عرض النقد. فالتوسع في حجم القاعدة النقدية وما يفضي إليه من زيادة في حجم الاحتياطات المصرفية يمنح المصارف التجارية قدره أكبر في التحرك في مجال فتح القروض (خلق الودائع التجارية الجديدة) والقيام باستثمارات مالية وما دامت الودائع المصرفية التي تخلقها المصارف تشكل جزءاً من عرض النقد فإن أي توسيع في حجم الاحتياطات النقدية ومن ثم في الودائع الجديدة المخلوقة ينتج عنه زياده في الحجم الكلي لعرض النقد لذلك تستطيع السلطات النقدية السيطرة على تغيرات عرض النقد من خلال مراقبتها للأساس النقدي باعتبار ان التحكم بهذا الأخير يتيح لها تلقائياً سلطة تحكمية عن الودائع التي تقوم بخلقها المصارف التجارية.



الشكل (2) معدلات النمو لمؤشرات الدراسة في العراق للمدة (2003-2022)

المصدر : من عمل الباحث بالاعتماد على بيانات الدراسة

5. الإطار النظري القياسي :

سيتم في هذا البحث اجراء مجموعة من الاختبارات القياسية الخاصة بالسلاسل الزمنية وكما يأتي:

1-5 اختبار السكون (جذر الوحدة) (Unit Root Test)

يعد موضوع سكون السلاسل الزمنية (Stationary) من اهم الاختبارات التي يجب مراعاتها عند دراسة العلاقات السببية بين المتغيرات الاقتصادية، إذ تتصف كثير من السلاسل الزمنية بعدم السكون (non-Stationary) وذلك بسبب أن متوسط قيم السلسلة أو/ وتباين السلسلة أو/ والتغاير بين أي قيمتين لنفس المتغير تعتمد على الزمن أو بعبارة أخرى ارتباط المتوسط والتباين والتغاير بالزمن. ومن ثم ان الانحدار المتحصل عليه من هذه السلاسل سيكون زائفاً (Spurious) بالرغم من وجود بعض المؤشرات الجيدة في النتائج (Johansen, 2007, pp. 3-4). وعليه فإنه يتطلب قبل البدء في كثير من تطبيقات الاقتصاد القياسي الخاصة بنماذج السلاسل الزمنية القيام باختبار سكون السلاسل الزمنية المستخدمة. وهناك عدة اختبارات من أهمها اختبارات ديكي- فولر (Dickey-Fuller) واختبار ديكي- فولر الموسع (Augmented Dickey-Fuller)، لتحديد الخصائص الغير ساكنة لمتغيرات السلاسل الزمنية على حد سواء. سيتم استخدام اختبار ديكي – فولر الموسع في هذا البحث إذ يعد من الاختبارات التي يوصى بها لتحديد مشكلة وجود جذر الوحدة (Fawson & Chang, 1994, p. 7). ان الصيغة الرياضية لاختبار ديكي فولر (DF) هي كالآتي:

$$y_t = \mu(1 - \gamma) + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \dots (2)$$

والتي تم تطويرها بإضافة قيم التأخر (lagged values) للمتغيرات التابعة المضافة في تقدير الصيغة الرياضية لاختبار ديكي – فولر الموسع لتصبح كالآتي:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \dots (3)$$

ومتى ما وجدت السلسلة الأصلية ساكنة فإنه يقال أن y_t متكاملة من الدرجة صفر $y_t \sim I(0)$ ، أما إذا تطلب أخذ الفرق d مرة لكي تصبح السلسلة ساكنة فإنه يقال أن y_t متكامل من الدرجة d . $y_t \sim I(d)$ (Greene, 2012, pp. 949-954) (Wooldridge, 2016, pp. 574-576).

2-5 اختبار جوهانسن (Johansen) للتكامل المشترك:

وتتلخص فكرة التكامل المشترك بين سلسلتين زمنيتين X_t, Y_t في أنه إذا كانت السلسلتين متكاملتين من نفس الدرجة (d) اي: $Y_t \sim I(d)$ و $X_t \sim I(d)$. وحيث يوجد علاقة بين هذين المتغيرين مثل:

$$Y_t = \alpha X_t + U_t$$

وهذه العلاقة متكاملة من الدرجة (b) حيث (b < d) ففي هذه الحالة يوجد تكامل مشترك بين Y_t, X_t من الدرجة (b,d) وتكتب

$$[Y_t/X_t] \sim CI(d,b) \text{ او } Y_t, X_t \sim CI(d,b)$$

وتسمى الدالة $Y_t = \alpha X_t + U_t$ بدالة انحدار التكامل المشترك. ويمكن أن نعمم الفكرة الى أكثر من متغيرين وفي هذه الحالة فإن شرط تساوي السلاسل في التكامل قد لا ينطبق وانما يشترط أن تكون درجة تكامل المتغير التابع لا تتجاوز درجة تكامل أي من المتغيرات المستقلة (Attia, 2005, pp. 669-671). إذ يمكن القول أن التكامل المشترك يشير الى طريقة الحصول على توازن أو علاقة طويلة المدى بين متغيرات غير ساكنة أو انها تعني وجود طريقة تعديل تمنع الخطأ في علاقة المدى الطويل من ان تزداد. ويتم اختبار وجود توازن طويل الأجل بين السلسلتين المستقرتين ومن نفس الرتبة على الرغم من وجود اختلال في الأجل القصير، من خلال اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات باستخدام منهجية (جوهانسن، Johansen) المستخدمة في النماذج التي تتكون من أكثر من متغيرين، والتي تعتبر أفضل حتى في حالة وجود متغيرين فقط، لأنها تسمح بالأثر المتبادل بين المتغيرات موضع الدراسة، ويفترض أنها غير موجودة في منهجية (إنجل – غرانجر، Engle-Granger) ذات الخطوتين (Johansen & Hansen, 1993, pp. 3-5).

إذ يتفوق هذا الاختبار نظراً لأنه يتناسب مع العينات صغيرة الحجم، وكذلك في حالة وجود أكثر من متغيرين، والأهم من ذلك أن هذا الاختبار يكشف عن ما إذا كان هناك تكاملاً مشتركاً فريداً، أي يتحقق التكامل المشترك فقط في حالة انحدار المتغير التابع على المتغيرات المستقلة، وهذا له أهميته في نظرية التكامل المشترك، حيث تشير إلى انه في حالة عدم وجود تكامل مشترك فريد، فإن العلاقة التوازنية بين المتغيرات تظل مثاراً للشك والتساؤل (Gao, Huang, Sun, Hao, & An, 2018). وتعتبر منهجية جوهانسن اختباراً لرتبة المصفوفة II. ويتطلب وجود التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية ألا تكون المصفوفة II ذات رتبة كاملة. ومن أجل تحديد عدد متجهات التكامل يتم استخدام اختبارين إحصائيين مبنيين على دالة الإمكانات العظمى Likelihood Ratio Test (LR) وهما اختبار الأثر λ_{trace} واختبار القيم المميزة العظمى maximum Eigenvalue test (λ_{max}) .

ويعرف اختبار الأثر بـ (Greene, 2012, p. 763):

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{t=r+1}^n \ln(1 - \lambda_{r+1}) \dots (4)$$

ويعرف اختبار القيم المميزة العظمى بـ :

$$\lambda_{max}(r r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \dots (5)$$

ومن خلال مقارنة نسبة الإمكانية بالقيم الحرجة عند المستوى الاحتمالي 1%، 5% يمكن تحديد عدد متجهات التكامل المشترك (9, p. 2017, WANG, KOJU, BHOWMIK, & ABBAS) ومن ثم يفضل استخدام نموذج تصحيح الخطأ.

3-5 نموذج تصحيح الخطأ (The Error Correction Model)

إذا كانت المتغيرات التي تتكون منها ظاهرة ما تتصف بخاصية التكامل المشترك فإن النموذج الأكثر ملائمة لتقدير العلاقة بينها يصبح هو نموذج تصحيح الخطأ، ويستخدم هذا النموذج للتوفيق بين السلوك قصير الأجل والسلوك طويل الأجل

للعلاقات الاقتصادية ، فالمتغيرات يفترض انها تتجه نحو حالة من الاستقرار في الاجل الطويل يطلق عليها في الاقتصاد وضع التوازن Equilibrium وإنما قد تنحرف عن المسار المتجه اليه لأسباب مؤقتة، ولكن لا يطلق عليها صفة الاستقرار إلا اذ ثبت أنها متجهة لوضع التوازن طويل الأجل (Attia, 2005, pp. 680-681). ويتميز نموذج تصحيح الخطأ عن نموذج **انجل غرانجر** بأنه يفصل العلاقة في المدى الطويل عنها في المدى القصير ، كما يتميز بخواص أفضل في حالة العينات الصغيرة ، وتعد المعلمة المقدره في النموذج أكثر اتساقاً من تلك الطرق الأخرى، ويمكن صياغة هذا النموذج على النحو التالي:

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma_0 \Delta x_t + \delta (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t \dots (6)$$

حيث أن: Δy_t تساوى $(y_t - y_{t-1})$ ، وتمثل δ معامل سرعة التعديل Speed of adjustment وهو يشير الى مقدار التغيير في المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغيرات المستقلة بالأجل القصير عن قيمتها التوازنية بالأجل الطويل بمقدار الوحدة، ويبين نموذج تصحيح الخطأ أن التغيير في y_t لا يعتمد على التغيير في X_t فقط ، بل يعتمد أيضاً على مدى البعد عن التوازن بين y_t, X_t . ومن ثم اذ كانت $0 > \delta$ وان $y_{t-1} > \beta x_{t-1}$ ، ففي هذه الحالة تكون y في الفترة السابقة قد تجاوزت وضع التوازن فنقوم معلمة تصحيح الخطأ بإرجاع y الى وضع التوازن، اما اذ كانت $y_{t-1} < \beta x_{t-1}$ سنقوم معلمة تصحيح الخطأ بأحداث تغييرات ايجابية في y لتحقيق التوازن ويتميز نموذج تصحيح الخطأ بأنه يعكس التغيرات الحركية في النموذج، كما يعكس العلاقة طويلة الأجل دون فقدان خصائصها (Wooldridge, 2016, p. 585).

4-5 سببية جرانجر

تعود فكرة السببية الى جرانجر Granger-causality analysis، فقد اقترح جرانجر معيار لتحديد العلاقة السببية بين متغيرين معتمداً على المعلومات الماضية لأحدهما في التنبؤ بقيمة الآخر، مرتكزاً على العلاقة الديناميكية الموجودة بين السلاسل الزمنية للتأكد من مدى وجود علاقة تغذية عكسية Feedback أو علاقة تبادلية بينهما. (Fawson & Chang, 1994, pp. 5-6). حيث إذا كان لدينا متغيرين X و Y فإن طريقة جرانجر للتساؤل هل X يسبب Y ، وكم يمكن ان يُشرح المتغير Y بالقيم الماضية لـ Y وبعد ذلك لو أضفنا قيم ماضية لـ X هل تساعد أكثر في شرح Y في هذه الحالة يقال ان Y مسببة جرانجر عن طريقة X (Y Granger-Caused by X) أو X تسبب Y (X Granger-Caused Y) مع العلم ان هذه العبارة لا تعني أن Y عبارة عن نتيجة أو أثر لـ X وإنما سببية جرانجر تقيس محتويات المعلومات أي إذا كان بالإمكان التنبؤ بقيمة Y الحالية عن طريق استخدام القيم الماضية لـ X بدقة أفضل من لو لم نستخدمها. ويتم اختبار سببية جرانجر بإجراء الانحدار التالي (Granger, 1969, p. 431).

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t, \dots (7)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t, \dots (8)$$

ثم نجري الاختبار التالي، وذلك عن طريق قيم إحصاءات F المحسوبة من مجموع مربع البواقي للانحدار المقيد حيث $b_t = 0$ نقبل بفرضية العدم H_0 ومن ثم Y_t لا تسبب X_t اما اذ كانت نتائج الانحدار غير المقيد وكانت $b_t \neq 0$ ومن مقارنتها بإحصاءات F الجدولية فإذا كانت أصغر من المحسوبة فإن ذلك يعني رفض H_0 ، فنقبل الفرضية البديلة H_1 وان Y_t تسبب X_t حيث $j = 1, \dots, m$. وايضاً المعادلة الأخرى عندما $c_t = 0$ نقبل بفرضية العدم H_0 ومن ثم X_t لا تسبب Y_t اما اذ كانت $c_t \neq 0$ ، فنقبل الفرضية البديلة H_1 وان Y_t تسبب X_t حيث $j = 1, \dots, m$. ان حدوث كلا الحدثين معاً يعني ان هناك علاقة تغذية راجعة بين المتغيرين.

6. بناء النموذج القياسي المقترح

سنحاول في هذا البحث تقصي العلاقة السببية بين معدل نمو عرض النقود بالمعنى الضيق (M1) والواسع (M2) والاساس النقدي (M0) ومعدل نمو الناتج المحلي الحقيقي (GDP) في العراق، للوقوف على طبيعة العلاقة بينهما لكون الاقتصاد العراقي يختلف عن الاقتصادات الأخرى من حيث طبيعة الاقتصاد واختلاف الاجراءات والسياسات الاقتصادية المتبعة. وسيتم ذلك من خلال بناء النموذج القياسي المقترح اعتماداً على الأسلوب الحديث في تحليل السلاسل الزمنية والذي كان له الدور البارز في جعل العلاقات الاقتصادية قابلة للقياس والتحليل الكمي، ولأجل اختبار العلاقة بين معدل نمو الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي في الاقتصاد ومعدل نمو عرض النقود في العراق تم بناء النموذج الثنائي التالية :

$$Ggdp_t = f(GM_{kt})$$

حيث يشير $Ggdp_t$ الى معدل نمو الناتج المحلي (GDP) بالأسعار الثابتة ويحسب معدل النمو كما يأتي :

$$Ggdp_t = \frac{gdp_t - gdp_{t-1}}{gdp_{t-1}} \dots (9)$$

بينما يشير GM_{kt} الى معدل النمو في عرض النقود والذي تم حسابه كما يأتي :

$$GM_{kt} = \frac{M_{kt} - M_{kt-1}}{M_{kt-1}} \dots (10)$$

ويشير M_k الى عرض النقود بالمعنى الضيق $M1$ ، وعرض النقد بالمعنى الواسع $M2$ ، والاساس لنقدي $M0$. حيث سيتم اختبار العلاقة السببية بين معدل نمو عرض النقود بمقاييسه الثلاثة وبين معدل نمو الدخل مقاس بمعدل نمو الناتج المحلي الحقيقي.

7. النتائج البحثية

يوضح الجدول (1) نتائج اختبار جذر الوحدة للمتغيرات محل الدراسة حيث يشير العمود الأول الى نتائج اختبار ديكي – فولر الموسع للمستويات (Level) بوجود قاطع بينما يوضح العمود الثاني الى نتائج الاختبار بوجود قاطع واتجاه عام، في حين يبين العمود الثالث نتائج الاختبار بدون وجود قاطع ولا اتجاه عام. كما سمح بوجود تباطؤ لفترة واحدة وذلك بناءً على تطبيق معيار معلومات إكيك Akiake information Criteria اذ تبين انه افضل تباطؤ ، كما انه سيساهم في القضاء على أي احتمال لوجود مشكلة الارتباط الذاتي لحد الخطأ العشوائي اذ أن استخدام فترات تباطؤ أطول يسبب فقدان مشاهدات أكثر ومن ثم درجة حرية أقل للنموذج.

جدول (1): نتائج اختبار جذر الوحدة (ديكي فولر الموسع) عند المستوى (Level) بين عرض النقد والناتج المحلي الاجمالي في العراق للمدة (2003-2022)

المتغير	بوجود قاطع	بوجود قاطع واتجاه عام	بدون قاطع واتجاه عام
الناتج المحلي الحقيقي Ggdp	-9.415923	-9.135271	-1.615987
عرض النقد بالمعنى الضيق GM1	-4.188929	-3.870212	-3.245840
عرض النقد بالمعنى الواسع GM2	-4.449234	-4.303647	-3.436337
الاساس النقدي GM0	-3.905909	-3.452650	-3.210985
1% level	-3.857368	-4.571559	-2.699769
القيم الحرجة 5% level	-2.040391	-3.690814	-1.961409
10% level	-2.660551	-3.286909	-1.606610

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 12).

ويشير الجدول (1) ان اغلب المتغيرات كانت مستقرة في صورة مستويات الاصلية وعند مستوى معنوية جيدة، لذلك تم الاعتماد على الحالات جميعها عند تطبيق نموذج التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، ومن ثم يمكن القول ان السلاسل الزمنية هي ساكنة عند مستوياتها الاصلية، ما يدل ان كل متغير متكامل من الدرجة صفر. الخطوة التالية إجراء اختبار التكامل المشترك بين معدل نمو الناتج المحلي ومعدل نمو عرض النقود وذلك باستخدام طريقة جوهانسن (Johansen Cointegration Test) حيث تم إجراء ثلاثة انحدارات لمعدل نمو الناتج المحلي على معدل نمو عرض النقود ($M0, M2, M1$) بشكل منفرد، وكانت نتائج اختبارات كل من الاثر (λ trace) واختبار القيمة المميزة العظمى (λ max) لمتغير (Ggdp) الجدول (2) الذي اظهر وجود على الاقل معادلة للتكامل المشترك بين المتغيرات موضع الدراسة اذ كانت القيمة المحتسبة لـ (λ) لكلا الاختبارين اكبر من القيمة الحرجة المناظرة لها عند مستوى معنوية 5% ما يعني رفض فرضية العدم ($H0$)، بعدم وجود متجه للتكامل المشترك وقبول الفرضية البديلة ($H1$).

جدول (2) نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك بين عرض النقد والناتج المحلي الاجمالي في العراق للمدة (2003-2022)

القيمة الذاتية	اختبار القيمة المميزة العظمى λ max			اختبار الاثر λ trace			العلاقات
	القيمة الحرجة (%5)	λ Max	فرضية العدم	القيمة الحرجة 0.05	λ trace	فرضية العدم	
0.622190	14.26460	16.54718	None *	15.49471	18.37897	None *	Ggdp(GM1)
0.102150	3.841466	1.831784	At most 1	3.841466	1.831784	At most 1	

0.667772 0.134575	14.26460 3.841466	18.73288 2.457082	None * At most 1	15.49471 3.841466	21.18997 2.457082	None * At most 1	Ggdp(GM2)
0.454822 0.227454	14.26460 3.841466	10.31294 4.387079	None At most 1*	15.49471 3.841466	14.70002 4.387079	None At most 1*	Ggdp(GM0)

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 12).

ولتصحيح الخطأ تم استخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية على المعادلة التالية في نموذج الانحدار البسيط:

$$\Delta Ggdp_t = C_1 \hat{U}_{t-1} + C_2 \Delta Ggdp_{t-1} + C_3 \Delta GMk_{t-1} + C_4 \dots (11)$$

حيث \hat{U}_{t-1} عبارة عن البواقي المبطنه لفترة واحدة ، و (C_1) هو حد تصحيح الخطأ الذي يقيس سرعة التعديل من التوازن في الاجل القصير الى التوازن في الاجل الطويل، و (C_2, C_3, C_4) معلمات متجه التكامل ، و GM تعبر عن GM0، GM2، GM1. وكانت النتائج المقدرة لأنموذج تصحيح الخطأ كالآتي :

• نتائج تقدير المعادلة الاولى:

$$Ggdp_t = -1.28\hat{U}_{t-1} + 0.26Ggdp_{t-1} - 0.27GM1_{t-1} + 0.16 \dots (1)$$

أظهرت نتائج التقدير الجدول (3) كما موضحة بالمعادلة اعلاه وجود علاقة سببية طويلة الاجل بين المتغير التفسيري عرض النقد (M1) ومؤشر الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي (Ggdp) فقد جاءت اشارة ومعلمة مكون تصحيح الخطأ $C(1)$ سالبة وذو معنوية احصائية عالية ، فقد بلغت قيمتها (-1.28) وهو يشير الى مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لانحراف قيمة المتغيرات المستقلة بالاجل القصير عن قيمتها التوازنية بالاجل الطويل بمقدار الوحدة ، ما يعني أن أي اختلال في التوازن في الاجل الطويل يصحح باقل من سنة تقريباً (9) اشهر.

جدول (3) نتائج تقدير أنموذج تصحيح الخطأ لاستجابة مؤشر الناتج المحلي الحقيقي (Ggdp) للتغيرات في مؤشر عرض النقد (M1) في العراق للمدة (2002-2022)

المعاملات Coefficient	قيمة المعاملات	احصاءات (T) t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.282666	-4.463372	0.0006
C(2)	0.268473	1.734324	0.1065
C(3)	-0.274182	-2.441813	0.0297
C(4)	0.168741	0.123998	0.9032
R-squared	0.657791	Mean dependent var	0.313736
Adjusted R-squared	0.578820	S.D. dependent var	8.409296
S.E. of regression	5.457500	Akai info criterion	6.434183
Sum squared resid	387.1960	Schwarz criterion	6.630233
Log likelihood	-50.69056	Hannan-Quinn criter.	6.453671
F-statistic	8.329489	Durbin-Watson stat	2.234295
Prob(F-statistic)	0.002394		

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 12).

من جانب اخر تشير نتائج التقدير ان المعلمة (C3) كانت معنوية عند مستوى 2% اي هناك علاقة قصيرة الاجل بين المتغير التابع والمتغير المستقل ، وان الدالة معنوية ككل حسب اختبار F وعند مستوى اقل من 1%، وان معامل التحديد R2 يفسر 65% من التغيرات في متغير الاستجابة، وكذلك خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي حسب اختبار (D.W) اذ بلغت قيمته (2.23). كما يمكن استخراج المعادلة النهائية لنموذج تصحيح الخطأ للانحدار البسيط حسب الصيغة الآتية:

$$D(GGDP) = -1.28*(GGDP_{(-1)} - 0.05*GM1_{(-1)} - 3.25) + 0.26*D(GGDP_{(-1)}) - 0.27*D(GM1_{(-1)}) + 0.16$$

• نتائج تقدير المعادلة الثانية:

$$Ggdp_t = -1.27\hat{U}_{t-1} + 0.30Ggdp_{t-1} - 0.31GM2_{t-1} + 0.13 \dots (2)$$

يتضح من خلال نتائج التقدير الجدول (4) للمعادلة الثانية اعلاه للعلاقة بين المتغير المستقل (M2) والمتغير التابع (Ggdp) أن معلمة حد تصحيح الخطأ منسجمة مع ما هو متوقع فقد جاءت اشارة معامل سرعة التعديل (C1) سالبة وذو معنوية احصائية وعند مستوى اقل من 1%، اذ بلغت (-1.27) ما يعني أن أي اختلال في التوازن في الأجل الطويل يصحح باقل من سنة تقريباً (9) اشهر. وان هناك علاقة قصيرة الاجل بحسب معنوية المعلمة (C3).

جدول (4) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ لاستجابة مؤشر الناتج المحلي الحقيقي (Ggdp) للتغيرات في مؤشر عرض النقد (M2) في العراق للمدة (2002-2022)

المعاملات Coefficient	قيمة المعاملات	احصاءات (T) t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.277781	-4.724718	0.0004
C(2)	0.301500	2.025301	0.0639
C(3)	-0.315773	-2.794706	0.0152
C(4)	0.125784	0.096762	0.9244
R-squared	0.688184	Mean dependent var	0.313736
Adjusted R-squared	0.616226	S.D. dependent var	8.409296
S.E. of regression	5.209515	Akai info criterion	6.341175
Sum squared resid	352.8076	Schwarz criterion	6.537225
Log likelihood	-49.89999	Hannan-Quinn criter.	6.360663
F-statistic	9.563745	Durbin-Watson stat	2.183084
Prob(F-statistic)	0.001332		

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 12).

بالمقابل تشير النتائج ان الدالة معنوية ككل حسب اختبار F وعند مستوى اقل من 1%، وان معامل التحديد R^2 يفسر 68% من التغيرات في المتغير التابع، كما ان قيمة اختبار (D.W) وبالباقي (2.23) تشير بعدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي. كما يمكن استخراج المعادلة النهائية لنموذج تصحيح الخطأ للانحدار البسيط حسب الصيغة الآتية:

$$D(GGDP) = -1.27*(GGDP_{(-1)} - 0.041*GM2_{(-1)} - 3.50) + 0.30*D(GGDP_{(-1)}) - 0.31*D(GM2_{(-1)}) + 0.12$$

• نتائج تقدير المعادلة الثالثة:

$$Ggdp_t = -0.98\hat{U}_{t-1} + 0.03Ggdp_{t-1} - 0.02GM0_{t-1} + 0.30 \dots (3)$$

اذ تشير بيانات الجدول (5) الى وجود علاقة سببية طويلة الاجل بين المتغير المستقل الاساس النقدي (M0) والمتغير التابع (Ggdp) فقد جاءت اشارة معلمة مكون تصحيح الخطأ (C1) سالبة ومعنوية عند مستوى معنوية اقل من 1% ومن ثم نرفض فرضية عدم ونقبل بالفرضية البديلة، كما ان مكون تصحيح الخطأ يشير الى ان 89% من التغيرات في علاقة المتغير المستقل والمتغير المعتمد (Ggdp) يمكن تعديلها خلال المدة الاولى في حال انحرافها عن وضع التوازن في الاجل الطويل. وعدم وجود علاقة قصيرة الاجل بحسب معنوية المعلمة (C3)، ان الدالة معنوية ككل حسب اختبار F وعند مستوى اقل من 1%، وان معامل التحديد R^2 يفسر 50% من التغيرات في متغير الاستجابة، وكذلك خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي حسب اختبار (D.W) اذ بلغت قيمته (2.01).

جدول (5) نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ لاستجابة مؤشر الناتج المحلي الحقيقي (Ggdp) للتغيرات في مؤشر الأساس النقدي (M0) في العراق للمدة (2002-2022)

المعاملات Coefficient	قيمة المعاملات	احصاءات (T) t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.982070	-3.153491	0.0076
C(2)	0.029989	0.173429	0.8650
C(3)	-0.028480	-0.311482	0.7604
C(4)	0.307592	0.187666	0.8540
R-squared	0.504046	Mean dependent var	0.313736
Adjusted R-squared	0.389595	S.D. dependent var	8.409296
S.E. of regression	6.570051	Akai info criterion	6.805244
Sum squared resid	561.1524	Schwarz criterion	7.001295
Log likelihood	-53.84458	Hannan-Quinn criter.	6.824732
F-statistic	4.404034	Durbin-Watson stat	2.012315
Prob(F-statistic)	0.024021		

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 12).
كما يمكن استخراج المعادلة النهائية لنموذج تصحيح الخطأ حسب الصيغة الآتية:

$$D(GGDP) = -0.98*(GGDP_{(-1)} + 0.037*GM0_{(-1)} - 4.73) + 0.029*D(GGDP_{(-1)}) - 0.028*D(GM0_{(-1)}) + 0.30$$

ولأجل قياس السببية في الأجل القصير بين متغيرات الدراسة تم تطبيق منهجية سببية جرانجر الثنائية على المعادلات التالية:

$$\Delta Ggdp_t = \zeta_0 + \sum_{i=1}^m \zeta_i \Delta Ggdp_{t-i} + \sum_{j=1}^n \zeta_j \Delta GMk_{t-j} \dots (13)$$

$$\Delta GMk_t = \zeta_0 + \sum_{i=1}^m \zeta_i \Delta Ggdp_{t-i} + \sum_{j=1}^n \zeta_j \Delta GMk_{t-j} \dots (14)$$

حيث GMK تعبر عن GM0، GM1، GM2

ويوضح الجدول (5) نتائج التقدير للعلاقات السببية بين متغيرات الدراسة في الأمد القصير باستخدام مدة ابطاء واحدة ومدتين ابطاء*. إذ يتضح قبول فرضية عدم استخدام مدة ابطاء واحدة، أي عدم وجود علاقة سببية من (GM1، GM2، GM0) باتجاه Ggdp إذ بلغت قيمة Prob لها (0.91، 0.98، 0.85) على الترتيب. بينما كان هناك علاقة سببية بين (GM1، GM2) باتجاه Ggdp باستخدام مدتين ابطاء، وعدم وجودها من (GM0) إذ بلغت قيمة Prob لها (0.10، 0.05، 0.88) على الترتيب. بالمقابل تشير نتائج التقدير وجود علاقة سببية من Ggdp باتجاه (GM1، GM2، GM0) عنده مدة ابطاء واحدة إذ بلغت قيمة Prob لها (0.03، 0.04، 0.04) على الترتيب. في حين اظهرت النتائج عدم وجود العلاقة السببية بين المتغيرات الثلاثة لعرض النقد باتجاه Ggdp باستخدام مدتين ابطاء، إذ بلغت قيمة Prob لها (0.91، 0.92، 0.45) على الترتيب.

وبناءً على النتائج السابقة يمكن قبول فرضية عدم حياد النقود في الاجل الطويل في حال استخدام معادلة الانحدار البسيط وكذلك وجود علاقة قصيرة الاجل بالنسبة (M2، M1)، كما ان اختبار السببية لجرانجر جاءت نتائجه متطابقة في

* تم الاعتماد على اختبارات التالية لتحديد افضل مدة ابطاء وكانت مدة الابطاء الاولى والثانية هي الافضل:

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

الاجل الطويل وانعدمت النتائج في الاجل القصير وقد يعود السبب في وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة مع وجود العلاقات السببية من بالاتجاه المعاكس عنده مدة ابطاء واحدة .

جدول (5) اختبار سببية (Granger) للنتائج المحلي الحقيقي (Ggdp) وعرض النقد (M0,M2,M1) في العراق للمدة (2003-2021)

فرضية العدم Null Hypothesis:	مدة الابطاء (1)		مدة الابطاء (2)	
	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.
GM1 does not Granger Cause Ggdp	0.01240	0.9128	2.77492	0.1022
Ggdp does not Granger Cause GM1	5.50447	0.0331	0.09090	0.9137
GM2 does not Granger Cause Ggdp	0.00020	0.9889	3.75311	0.0542
Ggdp does not Granger Cause GM2	1.65130	0.0433	0.08310	0.9208
GM0 does not Granger Cause Ggdp	0.03385	0.8565	0.12752	0.8814
Ggdp does not Granger Cause GM0	4.77407	0.0452	0.84463	0.4537

المصدر: من اعداد الباحث اعتماداً على مخرجات برنامج (Eviews 12).

8. الاستنتاجات

- 1- أظهرت النتائج وجود علاقة طويلة الأجل بين معدل نمو النقود ومعدل نمو الناتج المحلي الحقيقي في العراق للمدة (2003-2022).
- 2- تشير نتائج التقدير وجود علاقة قصيرة الأجل بالنسبة لعرض النقد (M1) و (M2)، بالمقابل عدم وجود العلاقة قصيرة الأجل مع الأساس النقدي (M0) في نموذج تصحيح الخطأ، خلال مدة الدراسة.
- 3- أوضحت النتائج عند تطبيق اختبار سببية جرانجر ان هناك علاقة من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي باتجاه عرض النقد (M0, M2, M1) عنده مدة ابطاء واحدة وانتفاء العلاقة عند مدتين ابطاء.
- 4- أظهرت نتائج تقدير العلاقة السببية ان هناك اثر لعرض النقد (M2,M1) باتجاه المتغير المعتمد الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي باستخدام مدتين ابطاء وعدم وجودها عنده مدة ابطاء واحدة، كما ان لا وجود لعلاقة بين (M0) باتجاه (Ggdp) بكلا الحالتين.
- 5- ان النتائج اعلاه لا تتعارض مع النظرية الاقتصادية، وتنسجم بشكل كبير مع معظم نتائج الدراسات التطبيقية ، بالرغم من اراء النقديون على حيادية النقود بالأجل الطويل، إلا ان خصوصية العراق والدول النامية عموماً التي تكون فيها السياسة المالية هي التي تسيطر على الاقتصاد ، ما تؤدي الى ظهور علاقة قوية طويلة الأجل بين النقود والدخل فضلاً عن العلاقة قصيرة الأجل.

9. التوصيات

- 1- ان نتائج الدراسة تشير لوجود علاقة طويلة الأجل بين عرض النقد والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في العراق للمدة (2003-2022) لذلك يجب زيادة عرض النقد بمستويات مناسبة لتحقيق نمو في الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.
- 2- ان زيادة عرض النقد يمكن ان يكون في عرض النقد في المعنى الواسع (M2) كون الزيادة فيه ستؤدي لزيادة في الائتمان الممنوح والقروض ومن ثم ينعكس على الاستثمارات والتي تؤدي لزيادة النمو الاقتصادي.
- 3- ان نتائج التقدير تشير ان العراق لم يصل لمستوى التشغيل الكامل لذلك اغلب الزيادات في عرض النقد ستعكس على الإنتاج والتوظيف.

المصادر

1. ABBAS, G., BHOWMIK, R., KOJU, L., & WANG, S. (2017). Cointegration and Causality Relationship Between Stock Market, Money Market and Foreign Exchange Market in Pakistan. *Journal of Systems Science and Information*(1), pp. 1-20.
2. Abdgman, M. (1999). *Macroeconomic*. (M. I. Mansour, Trans.) Riyadh, Saudi Arabia Publishing: Dar Almiriykh .
3. Ackley, G. (1980). *Macroeconomics Theory and Policy*. (A. M. Soliman, Trans.) Baghdad: Al-Mustansiriya University.

4. Ahmed, I. M. (2018). *Principles of Macroeconomics* (Vol. 1). Cairo: Thebes Foundation for Publishing and Distribution.
5. Al-Afandi, M. A. (2017). *Monetary and banking economy*. Amman: Academic Book Center.
6. Al-Masry, E. (2014). *Monetary economy*. Cairo, Egypt: Dar Al-Hikma for printing, publishing and distribution.
7. Amer, W. M. (2010). *onetary and fiscal policies and economic stability*. Alexandria, Egypt: Aldaar Aljamieia.
8. Attia, A. M. (2005). *Econometrics between theory and practice*. Alexandria, مصر: Matbaeat Aldaar Aljamieia.
9. Bordo, M. (1989). The Contribution of "A Monetary History of the United States,1867-1960" to Monetary History. *Money, History, and International Finance: Essays in Honor* (pp. 15-87). University of Chicago Press.
10. Central Bank of Iraq. (2013). *Annual Statistical Bulletin*. Baghdad: Central Bank of Iraq.
11. Fawson, C., & Chang, T. (1994). Cointegration, Causality, Error-Correction, and Export-Led growth in six countries: Japan, Philippines, South Korea, Taiwan, United Kingdom and United States. *Economic Research Institute Study Papers*(Paper 39).
12. Gao, X., Huang, S., Sun, X., Hao, X., & An, F. (2018, Mar 28). Modelling cointegration and Granger causality network to detect long-term equilibrium and diffusion paths in the financial system. *Sci, R Soc Open*(5(3): 172092). doi: 10.1098/rsos.172092. PMID:29657804; PMCID:PMC5882728.
13. Gharbi, A. A. (2018). *Al-Wajeez in the monetary and banking economy*. KIE Publications.
14. Granger, C. (1969, Aug.). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*(Vol. 37, No. 3.), pp. 424-438.
15. Greene, W. (2012). *ECONOMETRIC ANALYSIS* (Vol. 7th ed.). United States of America: Prentice Hall.
16. Johansen, S. (2007). Correlation, Regression, and Cointegration of Nonstationary Economic Time Series. University of Copenhagen.
17. Johansen, S., & Hansen, H. (1993). Recursive Estimation in Cointegrated VAR-Models. (pp.20).
18. Khalil, A. (2014). *Principles of monetary and banking economics* (Vol. 2). Diwan Almatbueat Aljamieia.
19. Khalil, S. (1994). *Modern Macroeconomic Theories, Book Two*. Kuwait: Dar Alnahdat Alearabia.
20. Ltrash, A.-T. (2010). *Monetary and Banking Economics* (Vol. 2). Diwan Almatbueat Aljamieia.
21. MEDEMA, S., & SAMUELS, W. (2000). *A History of Economic Thought* (Vol. Fifth printing). United Kingdom: London School of Economics and Political Science.
22. National Accounts Directorate .(2021) .*Preliminary estimates of gross domestic product for the first half of 2021* .Baghdad: Ministry of Planning - Central Statistical Organization.
23. Samuelson, P., & Nordhaus, W. (2012). *Economics* (Vol. 2). (H. Abdullah, Trans.) Amman, Hashemite Kingdom of Jordan: Al-Ahlia for Publishing and Distribution.
24. Snowdon, B., & Vane, H. (2005). *Modern Macroeconomics*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing Limited.
25. Wooldridge, J. (2016). *Introductory Econometrics*. Boston, usa: Cengage Learning.