

العلاقة السببية بين عرض النقود والنتائج المحلي الإجمالي الحقيقي في الاقتصاد الليبي: باستخدام أسلوب VAR

*الهادي بشير الهادي المبروك و عمر أبوالقاسم جبريل ساسي

كلية الاقتصاد، جامعة سبها، ليبيا

الملخص

هدفت الورقة إلى دراسة العلاقة السببية بين التغيرات في العرض النقدي والنتائج الحقيقي في الاقتصاد الليبي. استخدمت الدراسة عرض النقود بمفهومه الواسع (MS2) والنتائج الحقيقي (RGDP)، للفترة من 1980 ف إلى 2017 ف، وتم إجراء اختبار سببية GRANGER وسببية TODA & YAMAMATO، واختبار التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ لتحديد العلاقة التوازنية بين المتغيرين في الأجل القصير والطويل. وقد أظهرت النتائج وجود علاقة أحادية الاتجاه حيث تتجه من عرض النقود إلى الناتج الحقيقي وهذه النتيجة جاءت مؤيدة لأطروحات النقديون في تأثير النقود على النشاط الاقتصادي.

الكلمات المفتاحية:

عرض النقود
الناتج الحقيقي
العلاقة السببية
اختبار التكامل المشترك
اختبار TODA & YAMAMATO

The Causal Relationship between Money Supply and Real GDP in The Libyan Economy: Using The VAR Method

*Alhadi Basher Alhadi & Omar Abolgasim Jibril

Faculty of Economics, Sebha University, Libya

Keywords:

Money Supply
Real GDP
Causal relationship
Co-integration Test
TODA & YAMAMATO Test

ABSTRACT

The paper aimed to study the causal relationship between changes in money supply and real output in the Libyan economy. The study used money supply in its broad concept (MS2) and real product (RGDP), for the period from 1980 to 2017, and the GRANGER causality test, TODA & YAMAMATO causality test, the joint complementarity test and the error correction model were performed to determine the equilibrium relationship between the two variables in the short and long term. The results showed the existence of a one-way relationship as it moves from the money supply to the real output, and this result was in support of the monetarists' theses about the effect of money on economic activity.

المقدمة:

تعتبر الكتلة النقدية أحد أهم العناصر المؤثرة في النمو الاقتصادي، وكذلك أحد أهم أدوات السياسة النقدية المعمول بها لاستقرار الاقتصاد، وبالنظر إلى البيانات الخاصة بالدراسة نجد أن الناتج المحلي الإجمالي في زيادة مضطربة إلى أن سجل أعلى مستوى له في سنة 2010، تم في السنوات التي تلت سنة 2010 انخفاض الناتج إلى أدنى مستوياته، بينما كان العرض النقدي أيضا في زيادة مضطربة حتى بعد انخفاض الناتج إلى أدنى مستوياته إلى أن سجل أعلى قيمة له في سنة 2013. فمن خلال العرض البسيط السابق نجد أنه يصعب تحديد العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي و كمية عرض النقود في الاقتصاد الليبي لاسيما في ظل العلاقة العكسية، أي انخفاض الناتج الممول الرئيس للعرض النقدي، ويمكن صياغة مشكلة الدراسة في السؤال التالي:

في العديد من الكتابات التي تهتم بالنشاط الاقتصادي، أبرزت دورا هاما للنقود وتأثيرها في اقتصاديات العديد من الدول، وذلك نتيجة لارتباط الاقتصاد بالقطاع النقدي بمختلف مؤسساته و ما ينعكس على النمو الاقتصادي بشكل عام. وتعتبر كمية النقود من الأدوات المهمة للسياسة الاقتصادية، من خلال دورها برامج الإصلاح الاقتصادي في كثير من البلدان. وكذلك جاء اهتمام من العديد من النظريات الاقتصادية بدراسة و تحليل الأدوات النقدية و مدى فعاليتها على الأنشطة الاقتصادية و إن زيادة عرض النقود تؤدي إلى زيادة الرفاهية الاجتماعية لأفراد المجتمع.

مشكلة الدراسة:

*Corresponding author:

E-mail addresses: alh.almbrook@sebhau.edu.ly, (O. A. Jibril) oma.sasi@sebhau.edu.ly

Article History : Received 10 October 2020 - Received in revised form 21 December 2020 - Accepted 06 January 2021

الفائدة في المستقبل، [8].

أما في تفسير العلاقة السببية بين الناتج والعرض النقدي في النظرية الاقتصادية الحديثة، اتفقت أفكار كل من المدرسة النقدية الحديثة والكنزية و منطري فرضيات التوقعات العقلانية في تفسير حيادية النقود في الأجل الطويل، و تأثيرها يقتصر على المتغيرات النقدية و لا علاقة لها بالمتغيرات الحقيقية.

أما في تفسير العلاقة في الأجل القصير ظهر الخلاف و نتج عنه نظريتين مختلفين في تفسير العلاقة، سميت الأولى بنظرية دورة الأعمال النقدية و روادها منطري التوقعات العقلانية المؤيدين للنقوديون، حيث رأت هذه النظرية أن العلاقة السببية بين الناتج و العرض النقدي تتجه من النقود إلى الناتج، و أن التغيرات التي تحدث في الأجل القصير عبارة عن صدمات نقدية ناتجة من التغيرات في العرض النقدي.

النظرية الثانية هي نظرية دورة الأعمال الحقيقية و روادها منطري التوقعات العقلانية المؤيدين للمدرسة الكنزية، و التي أوعزت أن العلاقة السببية تتجه من الناتج إلى العرض النقدي، بمعنى أن الناتج هو المسبب للعلاقة، و التقلبات التي تحصل في الأجل القصير هي صدمات حقيقية ناتجة بسبب التغير في الناتج، [15].

الدراسات السابقة:

هناك العديد من الدراسات التي اهتمت و تناولت هذا الموضوع لتفسير اتجاه العلاقة السببية بين الناتج و العرض النقدي منها:

1. دراسة [6]، درس أثر عرض النقد في الإنتاج ومستوى الأسعار في الأردن و هدفت الدراسة إلى تحليل أثر العرض النقدي الحقيقي على الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والمستوى العام للأسعار، و استخدمت الدراسة بيانات ربع سنوية للفترة (1990-2010)، حيث أبدى اختبار جوهانسون للتكامل المشترك، عدم وجود تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة، كما استخدمت اختبار جرانجر للسببية بين المتغيرات، حيث أظهرت وجود علاقة توازنية أحادية الاتجاه، تتجه من عرض النقود الحقيقي إلى الناتج الحقيقي، ووجود علاقة ثنائية الاتجاه بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومستوى الأسعار.
2. دراسة [13]، قام باختبار العلاقة بين عرض النقود و الناتج المحلي الإجمالي في البحرين، خلال الفترة (2000-2013) باستخدام نموذج تصحيح الخطأ واختبار السببية، و أفصحت بين النتائج وجود علاقة في الأجل الطويل بين الناتج المحلي الإجمالي و عرض النقود، و إن العلاقة السببية بينهم في الاتجاهين.
3. دراسة [10]، باستخدام نموذج الانحدار المتعدد قامت الدراسة بقياس اثر عرض النقود على الناتج المحلي الإجمالي في باكستان للفترة (2000-2012)، و بينت النتائج لا وجود اثر معنوي لمعدل التضخم على الناتج المحلي الإجمالي بينما يوجد اثر لكل من سعر الفائدة ومؤشر أسعار المستهلك على الناتج المحلي الإجمالي في باكستان، و وجود علاقة بين الناتج و العرض النقدي.

ما هي العلاقة السببية والهيكلية القائمة بين المتغير النقدي (عرض النقود) والناتج المحلي الإجمالي، الذي بدوره يؤثر سلباً أو إيجاباً على عرض النقود و من تم على النمو الاقتصادي، والقرارات والسياسات الاقتصادية الواجب إتباعها.

هدف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى معرفة و تحليل العلاقة بين الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي و كمية عرض النقود، بشكل يمكن واضعي السياسة النقدية في الاقتصاد الليبي بشكل خاص و المهتمين بالشأن الاقتصادي الليبي بشكل عام، الاستفادة من النتائج المتحصل عليها للمساهمة في بناء و استقرار الاقتصاد. حدود الدراسة:

- الحدود الزمنية: انحصرت الحدود الزمنية للدراسة للفترة (1980-2017).

- الحدود المكانية: اقتصرت الدراسة على دولة ليبيا.

فرضيات الدراسة:

- هناك علاقة سببية باتجاه واحد من العرض النقدي إلى الناتج الحقيقي.

- هناك علاقة سببية باتجاه واحد من الناتج الحقيقي إلى العرض النقدي.

منهجية الدراسة:

اعتمدت الدراسة المنهج الوصفي التحليلي والقياسي الكمي، فمن خلال المنهج الأول تم استعراض الإطار النظري الموضوع للعلاقة بين المتغيرين ومفهوم نظرية كمية النقود، وأما من خلال المنهج القياسي الكمي فقد تم اختبار العلاقة السببية بين عرض النقد والناتج الحقيقي باستخدام منهجية جرانجر و تودا ممتو للسببية للتعرف على اتجاه العلاقة السببية بين العرض النقدي والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي.

الإطار النظري:

بعض النظريات المفسرة للعلاقة السببية بين عرض النقود والناتج:

ظهر جدل واسع بين المدارس الاقتصادية والاقتصاديين لتفسير العلاقة بين المتغيرات النقدية ممثلة بعرض النقود والمتغيرات الحقيقية ممثلة بالناتج المحلي الحقيقي.

فالمدرسة الكلاسيكية طرحت أن أي تغير في نمو العرض النقدي ينتج عنه ارتفاع في معدل نمو المستوى العام للأسعار. وهذا يفسر أن الناتج الحقيقي يتأثر بعوامل اقتصادية حقيقية (كالادخار والإنتاجية) وليس بعوامل نقدية، و أوضح ذلك عند الكلاسيك في نظرية الأموال القابلة للإقراض بان معدلات الفائدة طويلة الأجل تتحدد من خلال سلوك المدخرين والمستثمرين.

ظهرت النظرية الكينزية والتي اختلفت في تفسير العلاقة بين السياسة النقدية والناتج حيث يتحدد معدل الفائدة الاسمي بالطلب على النقود وعرضها. كذلك أوضح كينز أن أي تغيرات في معدلات الفائدة الحقيقية تظهر نتيجة حدوث تغيرات في معدلات الفائدة الاسمية. وبالتالي فإن تغيرات عرض النقود تؤدي إلى تغيرات في معدلات الفائدة الحقيقية، والتي بدورها تقود إلى تغيرات حقيقية في الاقتصاد الوطني، [11].

كذلك رأت المدرسة الكينزية أن الطلب والعرض النقدي غير مستقلين في التأثير، فالزيادة في العرض النقدي تدفع إلى انخفاض معدلات الفائدة، وهذا يدفع إلى التشجيع على زيادة طلب النقود خوفاً من ارتفاع معدلات

فيما عدا ثلاثة دراسات على الاقتصاد الباكستاني، و البنغلاديشي، و الماليزي لكل من (Majid, 2007, Nisar, 2012, Ihsan and Anjum, 2013) التوالي. كل هذه الدراسات أجمعت على وجود علاقة سببية بين المتغيرين إلا أنها اختلفت في اتجاه العلاقة، أحادية كانت أم ثنائية الاتجاه.

مما تقدم و بناء على الجدول بين الاقتصاديين في سببية العلاقة (اتجاه العلاقة)، الأمر الذي يدفع إلى تحديد العلاقة و اتجاهها على الاقتصاد الليبي، و محاولة معرفة الأسباب و النتائج لإفادة المهتمين و القائمين على مفاصل إصدار القرار الاقتصادي.

النتائج المحلي الإجمالي و الكتلة النقدية في ليبيا:

اتسم المناخ الاقتصادي لليبيا في هذه الفترة بمجموعة من الخصائص أهمها استمرار اعتماد الاقتصاد على مورد النفط، وارتفاع نسبة الواردات إلى الصادرات، و ضعف دور القطاع الخاص، في ظل هيمنة القطاع العام على النشاط الاقتصادي، و غياب سوق للأوراق المالية، و ضعف القدرة الإنتاجية للتقنية المستخدمة، و قصور التنظيم الإداري، الأمر الذي انعكس على و قصور و ضعف إدارة الموارد البشرية و عدم شمولية الأطر الرقابية و القانونية.

و من خلال الجدول رقم (1)، تطور عرض النقد و الناتج المحلي في ليبيا خلال الفترة (1980-2017)، حيث نلاحظ التطور المضطرب الذي شهده عرض النقود خلال الفترة، حيث رصد 4104.6 دينار كأقل قيمة له سنة 1980 ف، ثم شهد قفزة نوعية بمعدل نمو 30% تقريبا ليسجل 17096.3 دينار سنة 2005 ف، و بعد ذلك زاد في النمو إلى أن سجل أعلى قيمة له 111338.7 دينار، بمعدل نمو 15%. و يعزى ذلك النمو إلى الفائض الكبير الذي تحقق بسبب ارتفاع أسعار النفط خلال السنوات الأخيرة (2004 – 2010)، فضلا عن اعتماد سياسة مالية توسعية من خلال إنفاق ميزانيات سنوية كبيرة، و كذلك تزايد حجم الإقراض المصرفي.

أما الناتج الحقيقي بدءا ب 30130.5 دينار في سنة 1980 ف، ثم اتجه إلى الانخفاض خلال الفترة (1987-1980) مسجلا 17424.4 دينار بمعدل نمو سالب 17%، و بعد ذلك أحرز نموا موجبا بمعدل 29%، محصلا ما قيمته 33643.8 دينار عام 2001 ف، واصل تصاعده إلى أن حقق أعلى قيمة له عام 2010 ف بقيمة 53363.7 دينار و بمعدل نمو 7% تقريبا. تلت هذه الفترة تذبذب في الانخفاض الحاد في الناتج الحقيقي مسجلا 13908.1 دينار و بمعدل نمو سالب 9% تقريبا خلال عام 2016 ف. و يعزى سبب الانخفاض الملحوظ في معدلات الناتج الحقيقي إلى عدم الاستقرار الأمني و الاقتصادي الذي صاحب تلك الفترة، و توقف إنتاج النفط الذي يعد المورد الرئيس للاقتصاد الليبي.

4. دراسة [9]، درس النقود و الدخل و الأسعار في بنغلاديش، حيث استخدم اختبار التكامل المشترك و اختبار جرانجر لاختبار العلاقة السببية، للفترة من (1972-2005)، و بينت النتائج وجود علاقة ثنائية الاتجاه بين الناتج و العرض النقدي.

5. دراسة [4]، العلاقة في المدى الطويل بين عرض النقود و الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي و مستوى العام للأسعار في السودان، هدفت هذه الدراسة إلى تحليل العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي و عرض النقود و مستوى الأسعار، باستخدام اختبار جرانجر للسببية و تحليل التكامل المشترك لتحديد العلاقة بين المتغيرات، و أفصحت نتائج الاختبارات أن زيادة عرض النقود ليس له اثر مباشر في الناتج، بينما يؤثر مباشرة في مستوى الأسعار.

6. دراسة قام بها [1]، بتحليل و قياس العلاقة السببية بين عرض النقود و الناتج المحلي الإجمالي في مصر و السعودية للفترة (1980-2006)، باستخدام نموذج هيسو و سببية جرانجر، وخلصت نتائج الدراسة إلى وجود علاقة سببية أحادية الجانب تتجه من الناتج إلى النقود بالنسبة للاقتصاد المصري، و علاقة سببية ثنائية الجانب بين عرض النقد و الناتج بالنسبة للاقتصاد السعودي.

7. درس [14]، تحليل و قياس العلاقة السببية بين العرض النقدي و الناتج للفترة من (1979-2000) في ماليزيا، باستخدام سببية جرانجر، و أظهرت نتائج الاختبار وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من العرض النقدي بالمفهوم الضيق (M1) إلى الناتج، و علاقة ثنائية الاتجاه بين العرض النقدي بالمفهوم الواسع و الأوسع (M3, M2) و الناتج.

8. دراسة [5]، قامت الدراسة إلى بتحديد العلاقة السببية بين الناتج المحلي الإجمالي و الكتلة النقدية في قطر، و باستخدام منهجية جرانجر و نموذج تصحيح الأخطاء لتحديد العلاقة بين المتغيرين في المدى الطويل و المدى القصير، و بينت نتائج اختبار السببية أن هنالك علاقة سببية أحادية في المدى القصير تتجه من الناتج إلى عرض النقود.

حظي موضوع علاقة الناتج الحقيقي (الدخل) بالعرض النقدي باهتمام الاقتصاديين حول العالم منذ زمن ليس بالقريب، حسب ما هو موضح في النظريات الاقتصادية المتناولة لهذا الموضوع، إلا أن هذا العرض من الدراسات السابقة تضمن بعض الدراسات الحديثة نوعا ما. فهذا العرض من الأبحاث يظهر التركيز على الدراسات المطبقة على اقتصادات الدول العربية

جدول رقم (1) يوضح عرض النقود، و الناتج الحقيقي و معدلات النمو

السنوات	عرض النقود (MS1+MS2)	معدل نمو العرض النقدي	الناتج الحقيقي	معدل نمو الناتج الحقيقي
1980	4104.6	---	30130.5	---
1981	4646.9	13.21201	24783.3	-17.7468
1982	4305.5	-7.34683	26502.5	6.936929
1983	4126.7	-4.15283	25390.6	-4.19545
1984	4175.7	1.187389	24312.2	-4.24724
1985	5053.7	21.02641	24235.6	-0.31507
1986	4722.2	-6.55955	20999.5	-13.3527
1987	5073.0	7.428741	17424.4	-17.0247
1988	4712.2	-7.11216	19270.4	10.59434
1989	5115.0	8.548024	20562.5	6.705102
1990	6155.3	20.33822	21426.1	4.199878

9.948147	23557.6	-1.94304	6035.7	1991
-0.92964	23338.6	14.5385	6913.2	1992
0.368488	23424.6	5.132211	7268.0	1993
-3.10784	22696.6	11.35663	8093.4	1994
7.101064	24308.3	10.49374	8942.7	1995
3.414472	25138.3	7.003478	9569.0	1996
5.824976	26602.6	3.963842	9948.3	1997
-2.6099	25908.3	4.119297	10358.1	1998
-2.63468	25225.7	-5.73657	9763.9	1999
3.375526	26077.2	-1.51374	9616.1	2000
29.01615	33643.8	6.511996	10242.3	2001
-0.87059	33350.9	6.807065	10939.5	2002
12.75258	37604	5.654737	11558.1	2003
4.69232	39368.5	13.64757	13135.5	2004
11.67837	43966.1	30.1534	17096.3	2005
5.95345	46,583.6	14.97166	19655.9	2006
4.968272	48,898.0	37.27227	26982.1	2007
2.721379	50,228.7	47.29951	39744.5	2008
-0.74539	49,854.3	11.11298	44161.3	2009
7.039313	53363.7	4.873951	46313.7	2010
-61.685	20446.3	23.73423	57305.9	2011
26.0947	25781.7	11.21281	63731.5	2012
-13.9374	22188.4	8.27597	69005.9	2013
-15.1385	18829.4	0.577922	69404.7	2014
-18.179	15406.4	13.25789	78606.3	2015
-9.72518	13908.1	22.53585	96320.9	2016
7.207311	14910.5	15.59142	111338.7	2017

المصدر: وزارة التخطيط، مصرف ليبيا المركزي

الإجمالي الحقيقي وفقا للنموذج التالي:

$$\Sigma GDP_t = \alpha + \beta \Sigma MS_t + \varepsilon \dots \dots \dots (1)$$

$$\Sigma MS_t = \beta \Sigma GDP_t + \varepsilon \dots \dots \dots (2)$$

حيث أن: GDP الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي،

MS عرض النقود.

اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Tests):

لتحديد الخصائص وإبراز الاتجاهات العامة للظواهر الاقتصادية، وتحليل العلاقات المتشابهة بينها، على أساس موضوعي غير متحيز يمكن الاعتماد على الطرق القياسية الكمية في التحليل. فالسلاسل الزمنية من بين أهم الأساليب الإحصائية الحديثة التي يمكن من خلالها معرفة طبيعة التغيرات التي تطرأ على قيم الظاهرة مع الزمن وتحديد الأسباب والنتائج، وتفسير العلاقات المشاهدة بينها والتنبؤ بما سيحدث من تغير على قيم الظاهرة في المستقبل على ضوء ما حدث لها في الماضي، [7]. بدأت الاختبارات باستخدام اختبار ديكي فولر المعدل (ADF) و اختبار فيليبس وبيرون (P.P) للتحقق فيما إذا كانت المتغيرات محل الدراسة ساكنة أم لا، و من خلال الجداول (2,3,4,5) تم الحصول على النتائج التالية:

جدول (2) نتائج اختبار ديكي فلر المعدل (ADF- Level)

TEST	Exogenous	%10	%5	%1	Calculated Value	Variable
ADF	بالثابت والاتجاه الزمني	-3.215267	-3.562882	-4.284580	-2.340312	GDP
	بالثابت فقط	-2.619160	-2.960411	-3.661661	-1.500470	
ADF	بالثابت والاتجاه الزمني	-3.207094	-3.548490	-4.252879	-0.310287	MS
	بالثابت فقط	-2.614300	-2.951125	-3.639407	2.244957	

جدول (3) نتائج اختبار ديكي فلر المعدل (ADF-1st difference)

TEST	Exogenous	%10	%5	%1	Calculated Value	Variable
ADF	بالثابت والاتجاه الزمني	-3.212361	-3.557759	-4.273277	-5.731123	GDP
	بالثابت فقط	-2.619160	-2.960411	-3.661661	-2.652037	
ADF	بالثابت والاتجاه الزمني	-3.209642	-3.552973	-4.262735	-4.806482	MS
	بالثابت فقط	-2.615817	-2.954021	-3.646342	-3.949805	

جدول (4) نتائج اختبار فيليبس بيرون (PP - Level)

TEST	Exogenous	%10	%5	%1	Calculated Value	Variable
ADF	بالثابت والاتجاه الزمني	-3.207094	-3.548490	-4.252879	-2.865334	GDP

	بالثابت فقط	-2.614300	-2.951125	-3.639407	-2.134348	
ADF	بالثابت والاتجاه الزمني	-3.212361	-3.557759	-4.273277	1.393547	MS
	بالثابت فقط	-2.617434	-2.957110	-3.653730	4.444916	

جدول (5) نتائج اختبار فيليبس بيرون (PP- 1st difference)

TEST	Exogenous	% 10	% 5	% 1	Calculated Value	Variable
ADF	بالثابت والاتجاه الزمني	-3.209642	-3.552973	-4.262735	-7.689652	GDP
	بالثابت فقط	-2.615817	-2.954021	-3.646342	-7.835116	
ADF	بالثابت والاتجاه الزمني	-3.209642	-3.552973	-4.262735	-4.798412	MS
	بالثابت فقط	-2.615817	-2.954021	-3.646342	-4.121751	

معنوي 5%، مما يعني إمكانية رفض فرضية العدم المتمثلة في عدم سكون المتغيرات في مستوياتها واحتوائها على جذر الوحدة. تحديد فترات الإبطاء (Lag Intervals): من الجدول رقم (6) والمتضمن أربعة معايير LR، FPE، AIC، HQ، والذي تم اختيار فترتين إبطاء، وبناء عليه سوف يتم التقدير لاختبار التكامل المشترك في إطار VAR خلال فترتي إبطاء.

يتضح من الجداول (2,3,4,5) أن السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة (النتائج الحقيقية، عرض النقود) غير ساكنة في مستوياتها، حيث أن جميع القيم المقدرة لقيم (t) باستخدام اختبار ADF أقل من القيم الجدولية (الدرجة) في قيمتها المطلقة، مما يعني أنها غير معنوية إحصائياً. وعليه فإنه تم قبول فرضية العدم القائلة بعدم سكون المتغيرات قيد الدراسة في مستوياتها. إلا أنه عند احتساب الفروق الأولى لهذه المتغيرات استقرت عند مستوى

جدول (6) اختبار عدد فترات التباطؤ في نموذج (VAR)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-106.3285	NA	4.693587	7.221902	7.315315	7.251785
1	-25.31011	145.8331	0.027679	2.087341	2.367580*	2.176992
2	-19.38125	9.881430*	0.024460*	1.958750*	2.425816	2.108168*
3	-16.42103	4.539001	0.026512	2.028069	2.681961	2.237255
4	-14.65774	2.468617	0.031414	2.177182	3.017901	2.446135
5	-12.06477	3.284430	0.035680	2.270984	3.298529	2.599705
6	-9.818194	2.546115	0.042204	2.387880	3.602251	2.776367
7	-5.115754	4.702440	0.043392	2.341050	3.742248	2.789305
8	-1.395488	3.224230	0.049177	2.359699	3.947723	2.867722

وجود أي متجه للتكامل المشترك، وقبول الفرض البديل بوجود متجه تكامل مشترك واحد، مما يعني أن المتغيرات ينبغي أن تحظى بتمثيل نموذج تصحيح الخطأ لتقدير الآثار القصيرة وطويلة الأجل بين الناتج الحقيقي وعرض النقود.

اختبار التكامل المشترك باستخدام أسلوب جوهانسون: بإجراء اختبار التكامل المشترك بين الناتج الحقيقي والعرض النقدي والموضح في الجدول رقم (7) حيث بينت النتائج كل من (Trace Test) و (Eigen-value Maximal Test) عند مستوى 5% إلى رفض فرض العدم والذي يعني بعدم

جدول (7) اختبار التكامل المشترك

	Max-Eigen	Trace	0.05	0.05	Hypothesized
Eigenvalue	Statistic	Statistic	Max Critical value	Trace Critical value	No. of CE(s)
0.442394	20.44361	22.67097	14.26460	15.49471	None *
0.061656	2.227366	2.227366	3.841466	3.841466	At most 1

اختبار السببية لجرانجر (Granger Causality Tests):

سببية جرانجر هي قدرة المتغيرات الحالية والسابقة لها على تفسير القيم الحاضرة والمستقبلية للمتغيرات الأخرى وهي سببية خطية قصيرة المدى، ويمكن ترجمة ذلك بالصيغة التالية:

$$Y_{1t} = a_1^0 + \sum_{i=1}^p a_{11}^i Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{21}^i Y_{2t-i} + \sum_{i=1}^p b_1^i Y_{2t+i} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$Y_{2t} = a_2^0 + \sum_{i=1}^p a_{21}^i Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{22}^i Y_{2t-i} + \sum_{i=1}^p b_2^i Y_{1t+i} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

إذا كانت الفرضية (1) مقبولة فإن y_{1t} لا تسبب y_{2t} . وإذا كانت الفرضية (2) مقبولة فإن y_{2t} لا تسبب y_{1t} . ولاختبار هذه الفرضيات يستخدم اختبار Fisher للمعاملات المدمومة والذي يعبر عنه كما يلي [3]:

$$F^* = \left[\frac{\frac{SCRR}{C}}{\frac{SCRU}{(n-k-1)}} \right] \dots \dots \dots (7)$$

حيث أن: (SCRR) مجموعة مربعات البواقي للنموذج المقيد، (SCRU) مجموعة مربعات البواقي للنموذج غير المقيد، C عدد المعاملات، n عدد المشاهدات، k عدد المعالم المقدرة.

ويتم اختبار فرضية العدم H_0 التالية:

جدول (8) Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1980 2017			
Probability	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.0139	4.92543	36	LOGMS does not Granger Cause LOGGDP
0.2859	1.30413		LOGGDP does not Granger Cause LOGMS

جاء هذا الاختبار ليغطي النواقص التي يعاني منها اختبار Granger Causality والذي يفترض سلاسل مستقرة وهو اختبار متحيز ومتعلق بوجود تكامل مشترك حسب نظرية التمثيل لجرانجر (Granger). إلا أن اختبار Toda & Yamamoto يعالج اختلاف درجات التكامل المختلفة وهو اختبار لسببية طويل الأجل، ويقوم هذا الاختبار على مفهوم Augmented VAR، واختبار Wald المطور. ويمكن صياغة النموذج على الشكل التالي [16]:

$$Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_i x_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k \text{ dmax}} \lambda_i x_{t-i} + \mu_t \quad (8)$$

من نتائج السببية بين المتغيرين محل الدراسة والموضحة للعلاقة السببية في الأجل القصير في الجدول رقم (8)، أن إحصائية F بلغت (4.92543) باحتمال قدره (0.013)، فهذا يقود إلى قبول فرضية أن التغير في عرض النقود يسبب حسب مفهوم جرانجر التغيرات الحاصلة في الناتج الحقيقي، أما بالنسبة لنتيجة اختبار فرضية وجود علاقة سببية تتجه من الناتج الحقيقي إلى الكتلة النقدية، أوضحت نتائج التقدير أنه لا توجد علاقة سببية تتجه من الناتج إلى عرض النقود بمعنى أن العلاقة أحادية الاتجاه.

اختبار العلاقة في الأجل الطويل (اختبار Toda & Yamamoto):

جدول (9) Dependent variable: LOGGDP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOGMS	11.65492	2	0.0029
All	11.65492	2	0.0029

Dependent variable: LOGMS			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOGGDP	4.270331	2	0.1182
All	4.270331	2	0.1182

قيمة المعلمة المقدرة لحد التصحيح (معامل التكيف) في معادلة الناتج الحقيقي معنوية وسالبة حيث بلغت (-0.764935) مما يدل على أن حد تصحيح الخطأ يساعد في تفسير التغيرات في الناتج الحقيقي، وكذلك وجود علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من الكتلة النقدية إلى الناتج الحقيقي.

أظهرت نتائج الاختبار وجود علاقة طويلة الأجل أحادية الاتجاه من LOGMS إلى LOGGDP عند مستوى معنوية 5%، حيث سجلت Chi-sq (11.65) عند مستوى معنوية بلغ (0.0029) حسب ما هو موضح في الجدول رقم (9). اختبار تصحيح الخطأ (ECM):

أظهرت نتائج نموذج تصحيح الخطأ والموضحة في الجدول رقم (10) أن

جدول (10) اختبار تصحيح الخطأ

Error Correction:	D(LOGGDP)	D(LOGMS)
CointEq1	-0.764935 (0.19369) [-3.94924]	-0.017734 (0.01383) [-1.28191]
D(LOGGDP(-1))	0.209114 (0.15615) [1.33922]	0.000416 (0.01115) [0.03732]
D(LOGGDP(-2))	0.254813 (0.15187) [1.67784]	-0.012296 (0.01085) [-1.13357]
D(LOGMS(-1))	-9.737659 (2.67680) [-3.63780]	0.142926 (0.19118) [0.74759]
D(LOGMS(-2))	-2.296338 (3.10981) [-0.73842]	-0.113059 (0.22211) [-0.50903]

C	1.029020 (0.44215) [2.32733]	0.089863 (0.03158) [2.84565]
---	-------------------------------------	-------------------------------------

من خلال الجدول رقم (11) تبين أن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي حسب النتائج الموضحة في الجدول.

الاختبارات التشخيصية:
اختبار الارتباط الذاتي:

جدول (11) Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.569986	4	0.6321	0.645907	(4, 52.0)	0.6323
2	4.191881	4	0.3807	1.069952	(4, 52.0)	0.3808

طبيعياً بمستوى معنوية 10%، من خلال النتائج الموضحة في الجدول رقم (12).

اختبار التوزيع الطبيعي:

تجاوز النموذج اختبارات فحص البواقي، حيث تحقق شرط التوزيع الطبيعي للبواقي من خلال قيمة إحصائية (Jargue Bera)، وان النموذج موزع توزيعاً

جدول (12)

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	21.34221	2	0.0000
2	0.096784	2	0.9528
Joint	15.22856	9	0.0848

الثانية، وحوالي 22% من المتغير المستقل، أما عند السنة العاشرة (في الأجل الطويل) فإن 70% من الخطأ المعياري يعود إلى المتغير نفسه، وحوالي 30% من المتغير المستقل (LOGMS).

تحليل تجزئة التباين (Variance Decomposition):

بينت نتائج اختبار تجزئة التباين (الجدول رقم 13) خلال السنة الأولى أن الصدمة بمقدار خطأ معياري واحد للمتغير (LOGGDP) تفسر بنسبة 100% من المتغير نفسه، وحوالي 78% تفسر من المتغير نفسه في السنة

جدول (13) Variance Decomposition of LOGGDP

Period	S.E.	LOGGDP	LOGMS
1	1.361864	100.0000	0.000000
2	1.849396	78.12461	21.87539
3	2.129137	72.82893	27.17107
4	2.207762	71.19922	28.80078
5	2.220657	70.75751	29.24249
6	2.222527	70.79723	29.20277
7	2.232877	70.79857	29.20143
8	2.248534	70.64142	29.35858
9	2.261600	70.42119	29.57881
10	2.269584	70.23310	29.76690

نفسه، و19% من المتغير المستقل في السنة الثانية، أما في الأجل الطويل (عند السنة العاشرة) فإن 67% من الخطأ المعياري يعود إلى المتغير نفسه (LOGMS)، وحوالي 33% من المتغير المستقل (LOGGDP).

أما بالنسبة للمتغير LOGMS، أفصحت نتائج اختبار تجزئة التباين في الجدول رقم (14)، أن خلال السنة الأولى عند الصدمة بمقدار خطأ معياري واحد للمتغير (LOGMS) تفسر بنسبة 89% من المتغير نفسه، وحوالي 11% ترجع إلى المتغير المستقل (LOGGDP)، بينما 81% تقريباً من المتغير

جدول (14) Variance Decomposition of LOGMS

Period	S.E.	LOGGDP	LOGMS
1	0.097267	10.68559	89.31441
2	0.155775	19.08368	80.91632
3	0.214265	29.35443	70.64557
4	0.274858	32.40107	67.59893
5	0.329681	33.55036	66.44964
6	0.376004	33.98245	66.01755
7	0.415247	33.99040	66.00960
8	0.448786	33.78578	66.21422
9	0.478038	33.55222	66.44778

والسالب في بعض السنوات، بينما من سنة 2005 فإلى نهاية فترة الدراسة سجل زيادة مضطربة في النمو إلى أن وصل (111338.7 دينار) سنة 2017 ف. وجاءت الزيادة في الكتلة النقدية محاولة الدولة لتغطية النفقات التنموية ما قبل 2011 ف، وعدم الاستقرار الأمني والذي انعكس على الاستقرار الاقتصادي، والذي ظهر واضحا في نقص السيولة النقدية و توقف الإمدادات النفطية عدة مرات وتوقف أهم مورد، الأمر الذي جعل من الحكومة تلجأ إلى سياسة قائمة على الإصدار النقدي الجديد وغير المدعوم.

(2) تباينت معدلات نمو الناتج الحقيقي بين الارتفاع والانخفاض خلال فترة الدراسة، ويعود التذبذب إلى الظروف الاستثنائية التي مر بها الاقتصاد الليبي من العقوبات الاقتصادية المفروضة على الدولة لفترة ليست بالقصيرة، ثم بعد ذلك جاءت أحداث ما بعد 2010 ف والتي زادت الأمر سوء، وما تبعه من انخفاض في معدلات نمو الناتج، الأمر الذي أدى إلى تدهور الاحتياطات النقدية في محاولة لمواجهة النفقات المتزايدة.

(3) أظهرت السلاسل الزمنية أن المتغيرات (الناتج الحقيقي و العرض النقدي MS2) متكاملة من الدرجة الأولى، مما يفيد بعدم وجود جذر الوحدة.

(4) بينت نتائج اختبارات نموذج تصحيح الخطأ وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين، وان هذه النتائج جاءت متوافقة مع الأطروحات النظرية وبعض الدراسات التطبيقية التي اختلفت في نتائجها حسب طبيعة الاقتصادات المدروسة.

(5) أكد اختبار (Toda & Yamamoto) وجود علاقة في الأجل الطويل تتجه من الكتلة النقدية إلى الناتج و متفقة مع نتائج اختبار نموذج تصحيح الخطأ.

(6) أعربت نتائج اختبار نموذج السببية لجرانجر (Granger) وجود علاقة توازنية أحادية الاتجاه، تتجه من عرض النقود إلى الناتج الحقيقي، وهذا يعكس مدى إمكانية تأثير السياسة النقدية على الناتج وبالتالي يمكن المحافظة على استقرار الاقتصاد و زيادة معدلات النمو من خلال استهداف أداة العرض النقدي في المصرف المركزي.

ثانيا: التوصيات:

(1) العمل على زيادة فعالية المصرف المركزي من خلال تفعيل وإدارة أدوات السياسة النقدية ولاسيما زيادة دور عرض النقود في زيادة واستقرار معدل النمو.

(2) العمل على الإصلاح الهيكلي والمالي للنظام المصرفي والمالي، وتفعيل وإشراف الأنظمة الرقابية الكفؤة والقادرة على استخدام أدوات السياسة النقدية، لرفع معدلات النمو الاقتصادي وزيادة الاستثمار.

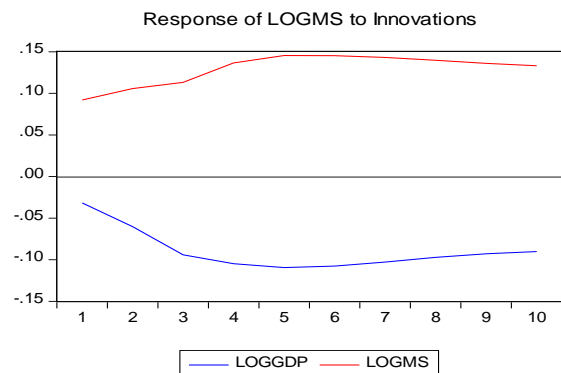
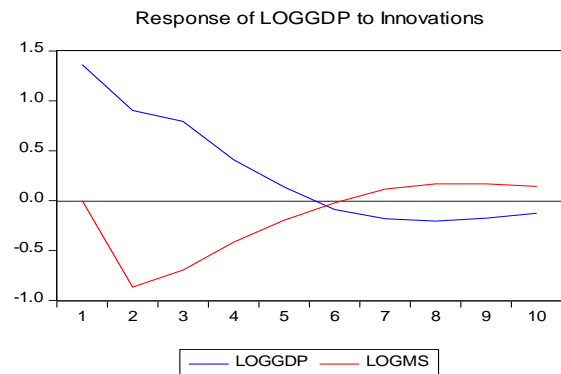
تحليل دوال الاستجابة:

تعكس دالة الاستجابة لردة الفعل (IRE) كيفية استجابة كل متغير من المتغيرات المختلفة في النموذج لأي صدمة عشوائية في أي تغير من متغيرات النموذج الأخرى مع مرور الزمن، وبذلك فهي تساعد في تتبع المسار الزمني للصدمة التي يمكن أن تتعرض لها مختلف المتغيرات في ذلك النموذج، وبالتالي فهي توضح تأثير صدمة بمقدار انحراف معياري واحد لأحد المتغيرات على القيم الحالية والمستقبلية لمتغيرات النموذج [2].

عند إجراء اختبار أداة الاستجابة لردة الفعل (IRF) لمعرفة مدى تأثير LOGMS على LOGGDP خلال فترة الدراسة، كانت النتائج على النحو المبين في الشكل رقم (1)، حيث يتبين أن أي صدمة عشوائية سالبة للمتغير LOGMS تحدث أثر سلبي على LOGGDP ويستمر هذا الأثر حتى الفترة الثانية، أما الفترة الثالثة فان الصدمة في المتغير لا تحدث أي اثر، و ما تلاها من الفترة السادسة فان الأثر أصبح عكسي حتى نهاية الفترة.

في حين ظهر اثر الصدمة في المتغير LOGGDP على LOGMS على النحو المبين في الشكل رقم (1) حيث تبين أن الصدمة بمقدار انحراف معياري واحد سالب تؤدي إلى اثر موجب على LOGMS تقريبا حتى الفترة الخامسة، ثم بعد ذلك بدء الأثر يضمحل إلى نهاية الفترة.

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations



الشكل رقم (1) يبين دالة الاستجابة للمتغيرين

النتائج والتوصيات:

أولاً: النتائج:

(1) شهدت معدلات النمو السنوية لمقياس عرض النقود خلال بداية فترة الدراسة إلى سنة 2004 ف تدبب بين النمو الموجب

السببية. السلسلة العلمية لجمعية الاقتصاد السعودية،
المجلد 4، العدد (8)، 2000.

[6]- ز. امشعل، ع. م. دلو، أثر عرض النقد في الإنتاج ومستوى الأسعار
في الأردن: دراسة قياسية. المجلة الأردنية للعلوم الاقتصادية،
المجلد 1، العدد (2)، 2014.

[7]- ن. ع. عبد المحمدي، س. ع. طعمه، استخدام نماذج السلاسل
الزمنية الموسمية للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية في مدينة
الفلوجة". مجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية والإدارية،
المجلد 4، العدد 7، 2011.

[8]- وشواقفة، تحليل الطلب على النقود في الأردن خلال الفترة
(1993-2008) باستخدام التكامل المشترك ونموذج تصحيح
الخطأ"، مجلة أبحاث اليرموك : سلسلة العلوم الإنسانية
والاجتماعية، المجلد 27، العدد 2، 2008.

[9]- A. S. Nisar, "Money, Income, and Prices in Bangladesh: A
Cointegration and Causality Analysis". *Journal of
Economics and Sustainable Development*, Vol.(3),
No.(7), 2012.

[10]-I. Ihsan, and S. Anjum, Impact of Money Supply (M2) on
GDP of Pakistan. *Global Journal of Management and
Business Research Finance*, 13(6), 2013.

[11]-K. Bain and P. Howells, Monetary Economics: Policy and
its Theoretical Basis. 1st edition, Palgrave Macmillan,
New York, NY, 2003.

[12]-L. Cohen & M. Holliday, Practical statistics for students:
An introductory text. LONDON: Sage Publications
Limited, 1996.

[13]-M. S. El-Seoud, Testing The Relationship Between Money
Supply And GDP In Bahrain. *International Journal of
Economics, Commerce and Management United Kingdom*,
II(5), 2014.

[14]-M. Z. A. Majid, "Causality Link between Money, Output
and Prices in Malaysia: An m Empirical Re-Examination".
Applied Econometrics and International Development, Vol.
(7), No.(1), 2007.

[15]-O. J. Blanchard, "Way Money Affect Output". National
Bureau Research, Cambridge, *Working Paper*, June 1987.

[16]-H. Y. Toda, & T. Yamamoto, Statistical inferences in
vector auto-regressions with possibly integrated processes.
Journal of Econometrics, 66(1), (1995).

(3) التنسيق بين المصرف المركزي (السياسة النقدية) والأجهزة
الحكومية (السياسة المالية) في إطار الوصول إلى أهداف السياسة
الاقتصادية العامة للدولة، والتي منها توظيف الموارد المتاحة
وتنوع مصادر الدخل.

(4) توجيه السياسة الاقتصادية للدولة من العمل على ترشيد
الاستهلاك إلى ترشيد الإنتاج للقضاء على تبعية الاقتصاد للخارج،
الذي يعد مصدرا لعدم الاستقرار النقدي (التضخم المستورد)،
ومحاولة تحقيق الاكتفاء الذاتي كلما أمكن.

المراجع:

المراجع العربية:

[1]- ع. عبد الله، تحليل وقياس العلاقة السببية بين عرض النقود
و الناتج المحلي الإجمالي في بلدان مختارة (السعودية و مصر)
للمدة (1980-2006)، رسالة ماجستير، جامعة بغداد، كلية
الإدارة والاقتصاد. 2008.

[2]- ر. المومني، م. ملاوي، أثر عرض النقود على أداء بورصة عمان:
دراسة قياسية (1978 – 2006). أبحاث اليرموك "سلسلة
العلوم الإنسانية والاجتماعية رسالة ماجستير" جامعة اليرموك،
أربد – الأردن، 2009.

[3]- م. جنيدي، دراسة تحليلية قياسية لظاهرة الادخار في الجزائر
باستعمال أشعة الانحدار الذاتي (VAR) (1970-2004)، مذكرة
ماجستير غير منشورة، قسم العلوم الاقتصادية تخصص اقتصاد
كبي، جامعة الجزائر، 2006.

[4]- ا. الشيخ، س. زكريا، العلاقة في المدى الطويل بين عرض النقود
والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي والمستوى العام للأسعار في
السودان (1960-2005). *Journal Business Studies Quarterly*.
العدد 2، 2011.

[5]- خ. ح. القدير، العلاقة بين كمية النقود والناتج المحلي الإجمالي في
دولة قطر دراسة تطبيقية باستخدام التكامل المشترك والعلاقة