أثر تغيرات عرض النقود على معدل التضخم في ليبيا
دراسة قياسية باستخدام نموذج (VECM)

الأستاذ الدكتور

محمد محمود عطوة يوسف

أستاذ الاقتصاد وعميد كلية التجارة جامعة المنصورة

الدكتور

إبراهيم زكريا الشربيني

مدرس الاقتصاد كلية التجارة جامعة دمياط

سند حسين محمد الحاسي

باحث ماجستير

كلية تجارة جامعة دمياط

أثر تغيرات عرض النقود على معدل التضخم في ليبيا

دراسة قياسية باستخدام نموذج (VECM)

الأستاذ الدكتور **الدكتور**

محمد محمود عطوة يوسف **إبراهيم زكريا الشربيني**

أستاذ الاقتصاد وعميد كلية التجارة جامعة المنصورة **مدرس الاقتصاد كلية التجارة جامعة دمياط**

سند حسين محمد الحاسي

باحث ماجستير كلية تجارة جامعة دمياط

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى التحقق من الآثار التي تتركها تغيرات عرض النقود على معدل التضخم في ليبيا، وذلك خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠١٧)، وذلك باستخدام منهجيات الاقتصاد القياسي الحديثة، وتوصلت الدراسة باستخدام اختبار ديكي-فولر الموسع (ADF) إلى أن سلسلتي عرض النقود ومعدل التضخم مستقرة في الفرق الأول.كما بينت نتائج اختبار جوهانسن للتكامل المشترك إلى وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين عرض النقود ومعدل التضخم، كما بينت نتائج اختبار سببية جرانجرضمن نموذج متجه تصحيح الخطأVECM عن وجود علاقة سببية في الأجل الطويل وفي اتجاه واحد فقط تنطلق من عرض النقود إلى معدل التضخم، وكشفت نتائج العلاقة السببية في الأجل القصير عن عدم وجود علاقة سببية في أي اتجاه بين المتغيرين.

الكلمات المفتاحية Keywords: الاقتصاد الليبي، عرض النقود، معدل التضخم، التكامل المشترك، نموذج متجهات تصحيح الخطأ VECM.

ABSTRACT **-** This study aims to investigate impact of money supply on inflation in Libya during the period 1980-2017, using modern econometrics approach. The result revealed that the series of money supply and inflation are stationary at first difference using ADF test. The Johansen co-integration test indicates the presence of one co-integrating vector and the VECM demonstrate that the existence of long run uni-directional causality between inflation and money supply run from money supply to inflation. In the short run there is no causality relationship in either direction between the two variables.

- **مقدمة:**

تعد العلاقة بين عرض النقود – باعتباره أحد أهم الأدوات التي تستعملها السياسة النقدية في تحقيق الاستقرار الاقتصادي، وذلك نتيجة لتأثيره المباشر وغير المباشر على المتغيرات الاقتصادية الكلية – والمجاميع الاقتصادية الكلية الأخرى مثل (الدخل، والأسعار، وسعر الفائدة، وسعر الصرف، ومعدل البطالة، الاستثمار، ...إلخ) أحد أهم المواضيع التي تهم الاقتصاديين والباحثين وصانعي السياسات على المستويين النظري والتطبيقي. وذلك لأنها تكشف عن مدى ملائمة وفعالية السياسة النقدية خصوصاً في اقتصاد صغير ومفتوح مثل الاقتصاد الليبي، الذي له تاريخ طويل في التضخم والأداء الاقتصادي غير المستقر.حيث تستخدم السياسة النقدية على نطاق واسع من قبل البنوك المركزية كأداة لتحقيق الاستقرار في الاقتصاد كما تسعى كذلك إلى تحقيق معدلات نمو مطّردة ومرتفعة في الإنتاج والحفاظ على معدلات تضخم منخفضة. ولذا فإن التنفيذ الفعال لهذه السياسة يعتمد على قدرة صانعيها على إجراء تقييمات دقيقة لآثارها على استقرار الأسعار والأنشطة الاقتصادية.

- **مشكلة الدراسة:**

تتمثل مشكلة الدراسة في التحقق أثر السياسة النقدية ممثلة بالعرض النقدي على معدل التضخم في ليبيا،وذلك لكونها تعد من المواضيع الهامة وذات الأولوية، خاصة في هذه المرحلة التي يعاني فيها الاقتصاد الليبي من ارتفاع معدل التضخم إلى مستويات غير مسبوقة الأمر الذي انعكس على قيمة الدينار الليبي بالانخفاض. وبالتالي يمكن صياغة مشكلة الدراسة على شكل السؤال التالي:

ماهي الآثار التي تتركها تغيرات عرض النقود على معدل التضخم في الاقتصاد الليبي في الأجلين القصير والطويل؟

- **هدف الدراسة:**

تهدف هذه الدراسة إلى قياس تأثير عرض النقود على معدل التضخم في ليبيا خلال الفترة (١٩٨٠–٢٠١٧) بالاعتماد على سلسلة زمنية سنوية لبيانات عن عرض النقود والتضخم، وذلك باستعمال البرنامج الإحصائي (Eviews.9) المختص بتطبيق منهجيات الاقتصاد القياسي، كاختبارات جذر الوحدة، ومنهجية التكامل المشترك، ونموذج متجهات تصحيح الخطأ VECM، وتقديم النتائج والتوصيات اللازمة لصانعي القرار.

- **فرضية الدراسة:**

تقوم هذه الدراسة على أساس اختبار الفرضيات التالية:

- وجود علاقة توازنية في الأجل الطويل(تكامل مشترك) بين عرض النقود ومعدل التضخم.
- وجود علاقة سببية في المدى القصير تتجه من عرض النقود إلى معدل التضخم.
- وجود علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من عرض النقود إلى معدل التضخم.

- **تقسيمات الدراسة:**

تنقسم هذه الدراسة إلى ثلاثة مباحث وخاتمة، حيث يغطي المبحث الأول الإطار النظري للدراسة (العلاقة بين عرض النقود والتضخم)، بينما يغطي المبحث الثاني منهجية الدراسة (نوع ومصادر البيانات، توصيف النموذج، الأساليب القياسية المستخدمة في الدراسة)، وخصص المبحث الثالث في عرض نتائج الدراسة القياسية، وتشتمل الخاتمة على أهم النتائج والتوصيات التي توصلت إليها الدراسة.

• المبحث الأول: الإطار النظري للعلاقة بين عرض النقود والتضخم:

ليس يخفى أن العلاقة بين كمية النقود والمجاميع الاقتصادية الكلية كانت منذ فترة طويلة موضع خلاف بين مدارس الفكر الاقتصادي وخصوصاً بين المدرستين الكينزية والنقدية. فقد يكون العرض النقدي مستقلاً عن الإنتاج والأسعار، أي أنه متغير خارجي يؤثر على الإنتاج والأسعار. ومن ناحية أخرى، قد يكون المعروض النقدي متغيراً داخلياً يتأثر بالدخل والأسعار.

فبعد أن كان ينظر للسياسة النقدية على أنها سياسة محايدة في النظرية الكلاسيكية، لا تؤثر بأي شكل من الأشكال على مستوى التشغيل أو الإنتاج بل يقتصر دورها فقط في تسوية المبادلات وأن التغير في الأسعار يرجع أساساً إلى التغيرات في المعروض النقدي. ظهرت المدرسة الكينزية وانتقدت هذا الطرح من قبل الكلاسيك ورفضوا التناسب بين عرض النقود والأسعار بسبب عجز المدرسة الكلاسيكية عن شرح أسباب وسبل معالجة أزمة الكساد العظيم في الثلاثينيات من القرن الماضي. حيث أوضح الكينزيون أنه من الممكن أن تلعب السياسة النقدية دورها في التأثير على المتغيرات الحقيقية وذلك من خلال اعتماد السلطات النقدية على سياسة السوق المفتوحة للتأثير على كمية النقود المعروضة مما ينعكس بدوره على سعر الفائدة ومن ثم التأثير على الإنفاق الاستثماري الذي يؤثر بدوره على الناتج القومي وبالتالي على النشاط الاقتصادي ككل. وهذا يعني أن التغيرات في الدخل هي التي تسبب تغيرات في عرض النقود العكس.

وعلى النقيض من ذلك يرى النقديين بقيادة فريدمان أن النقود تلعب دوراً نشطاً وتؤدي إلى تغيرات في الدخل والأسعار. ولكن آثارها على الدخل يقتصر فقط على المدى القصير، ويتجاهل النقديين وجود منحنى فيليبس في الأجل الطويل، ويرون أن النقود هي السبب والأسعار هي النتيجة في الأجل الطويل. فتأثير السياسة النقدية وفق هذه النظرية يعتمد على رغبة الأفراد في إعادة التوازن في محافظهم المالية عند حدوث أي تغيير على مستوى أرصدتهم النقدية ناتج عن التغير في عرض النقود. وبالتالي، فإن اتجاه السببية يمتد من النقود إلى الدخل والأسعار. أما تفسير النقديين لأزمة الكساد العظيم فقد قام كل من فريدمان وشوارتز(١٩٦٣)[1] بدراسة تطبيقية وذلك للتحقق من دور النقود في الدورات الاقتصادية للولايات المتحدة خلال الفترة ١٨٦٧-١٩٦٠، وقد عزت الدراسة السبب في حدوث الكساد العظيم إلى الانخفاض الحاد في المعروض النقدي وذلك نتيجة لامتناع الاحتياطي الفدرالي عن تزويد البنوك بالسيولة التي تحتاجها خلال فترة الكساد.

وعلاوة على ذلك يرى فيشر (1962)[2] أن هناك إمكانية لوجود علاقة سببية في الاتجاه العكسي وخلص إلى أن هناك تفاعل متبادل بين النقود ومتغيرات الاقتصاد الكلي. كما أيد فريدمان و شوارتز (١٩٦٣) هذه الحجة بالقول أنه على الرغم من أن تأثير النقود على النشاط الاقتصادي هو الغالب إلا أن هناك إمكانية للتأثير في الاتجاه العكسي على الأقل في المدى القصير.

ومن ناحية أخرى هناك مدرسة فكرية أخرى وهي المدرسة البنيوية (School Structural) التي تؤكد بأن المعروض النقدي المفرط هو نتيجة وليس سبباً للتضخم خصوصاً في البلدان النامية، أي أن اتجاه العلاقة السببية يمتد من التضخم إلى المعروض النقدي، وبالتالي فإن التضخم وفقاً لوجهة نظر هذه المدرسة ناجم عن الاختلالات الهيكلية في البنيان الاقتصادي. أما الكينزيون الجدد فيرون أنه في المدى القصير من الممكن أن تؤدي زيادة كمية النقود إلى زيادة الإنتاج وذلك بسبب عدم مرونة الأجور والأسعار. أما الكلاسيك الجدد فقد قاموا بتحليل تأثير الصدمات النقدية ليس على أساس الأجل القصير والطويل كما فعل فريدمان وإنما على أساس التوسع النقدي المتوقع وغير المتوقع استناداً إلى مفهوم التوقعات الرشيدة Rational expectation. فقد اعتبروا أن التوسع النقدي غير المتوقع من شأنه أن يؤدي إلى زيادة الإنتاج، في حين أن التوسع المتوقع سوف يقتصر تأثيره على زيادة الأسعار.

---

[1] Friedman M., Schwartz A. J.(1963). A monetary history of the United States, 1867–1960. Princeton, NJ: Princeton University Press for the National Bureau of Economic Research.

[2] Fischer S.(1962). Rules versus discretion in monetary policy.In Friedman B. M., Hahn F. H. (Eds.), Handbook in monetary economics (Vol. 2, PP. 1155-1184). Amsterdam, The Netherlands: North Holland.

واحتوت الأدبيات النقدية الحالية على العديد من الأسئلة المتعلقة بالعلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية والسياسة النقدية. فمنذ قيام سيمز Sims (١٩٨٠)[١]باستخدام نموذج VAR في التحقق من العلاقة السببية بين النقود والدخل في الولايات المتحدة، استخدم نموذج VAR على نطاق واسع من قبل الباحثين للإجابة على هذه الأسئلة. ومع ذلك، لا يوجد توافق في الآراء بين الاقتصاديين فيما يتعلق بتأثير صدمة السياسة النقدية على متغيرات الاقتصاد الكلي.وبالنظر إلى هذه الحجج النظرية يتضح بأن وجهة نظر مدرسة فكرية ما قد تتفق و الحالة الاقتصادية لبلد ما ولكنها قد لا تنطبق في بيئة وأوضاع اقتصادية أخرى، أو من حقبة زمنية إلى أخرى في نفس البلد.

• المبحث الثاني: منهجية البحث:

١. نوع ومصادر البيانات:

استخدمت هذه الدراسة بيانات ثانوية لسلسلة زمنية سنوية لعرض النقود والرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI) في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠١٧)، وتم جمع هذه البيانات من نشرات وتقارير مصرف ليبيا المركزي ومركز البحوث الاقتصادية بنغازي.

عرض النقود بمفهومه الواسع M2: الذي يعرف عادة "بالسيولة المحلية"وهو عباره عن عرض النقود بمفهومه الضيق (العملة في التداول + الودائع تحت الطلب) مضافاً إليه شبه النقود(ودائع الادخار + ودائع لأجل).[٢]

الرقم القياسي لأسعار المستهلك ((Consumer Price Index (CPI)):حيث يقيس الرقم القياسي لأسعار المستهلك **(CPI)** إجمالي مستويات الأسعار عن طريق حساب تكلفة سلة ثابتة من السلع والخدمات للمستهلكين ومقارنتها بنفس تكلفة السلة في سنة الأساس.[٣]

٢. توصيف النموذج:

---

[1] Sims, Christopher A (1972). Causality, "American Economic Association, vol.(62), No (4), PP. 540-552.

[٢]مصرف ليبيا المركزي، إدارة البحوث والإحصاء، الإحصاءات النقدية والمصرفية خلال الفترة ١٩٦٦-٢٠٠٠. ص: ١٦.

[٣] عبد المطلب عبدالحميد، السياسة النقدية واستقلالية البنك المركزي، الدار الجامعية، الإسكندرية، مصر، ٢٠١٣. ص: ١٦٢.

استخدمت الدراسة النموذج القياسي التالي وذلك للتعبير عن العلاقة الدالية بين عرض النقود ومعدل التضخم:

$$INFLATION_t = \alpha_0 + \beta_1 LM2_t + \varepsilon_t$$

حيث:

بالنسبة للمتغير المستقل فهو عرض النقود بمفهومه الواسع M2. وبالنسبة للمتغير التابع فهو معدل التضخم INFLATION: الذي هو عبارة عن معدل التغير السنوي في الرقم القياسي لأسعار المستهلك. α_0وβ_1تمثل معالم النموذج.ε يمثل الخطأ العشوائي.

٣. الأساليب القياسية المستخدمة في الدراسة:

- **أولاً: اختبارات الاستقراريةStationary:**

عند دراسة السلاسل الزمنية وخاصة تلك المتعلقة بالجوانب الاقتصادية والمالية، يلاحظ وجود اتجاهات عشوائية(Stochastic Trends) تجعل السلاسل الزمنية غير مستقرة، ولغرض إجراء عملية التحليل، فان الأمر يتطلب معالجتها بتحويلها إلى سلاسل مستقرة عن طريق أخذ الفروق الأولى لها (Δyt = yt – yt−1)أو الفروقات من الرتب الأعلى وحسب طبيعة السلسلة ومدى استجابتها لهذا التحويل،[١] وتعد سلسلة زمنية ما مستقرة اذا تحققت فيها الخصائص التالية:

أ- ثبات متوسط القيم عبر الزمن

$$E(Y_t) = \mu$$

ب- ثبات التباين Variance عبر الزمن

$$var(Y_t) = (Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

ج- أن يكون التباين المشترك Covariance بين قيمتين لنفس المتغير معتمدا على الفجوة الزمنية K بين القيمتين Y_tو Y_{t-1} وليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عنده التباين المشترك.[٢]

---

[١]صفاء يونس الصفاوي، مزاحم محمد يحيى، تحليل العلاقة بين الاسعار العالمية للنفط (اليورو والذهب) باستخدام متجه الانحدار الذاتي(VAR)، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد (١٤)، ٢٠٠٨، ص ص ١٥-٤٢. ص:١٧.

[٢]وسام حسين علي حسين العنيزي، تحليل العلاقة بين الدولرة والتضخم في العراق للمدة ٢٠٠٦-٢٠١٠ (دراسة قياسية باستخدام التكامل المشترك وتصحيح الخطأ)، مجلة الإدارة والاقتصاد، السنة السادسة والثلاثون-العدد(٩٤)، ٢٠١٣، ص ص ٦٣-٨٢. ص: ٧١.

- **اختبار ديكي – فولر الموسع(ADFAugmented Dickey and Fuller):**

يقوم اختبار ديكي– فولر الموسع على أساس اختبار فرضية العدم القائلة بوجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية(Y_t)، ويتضح ذلك من خلال المعادلة التالية:

$$Y_t = \rho\, Y_{t-1} + U_t \;,\; -1 \le \rho \le 1$$

ويمكن إعادة كتابة هذه المعادلة باستخدام الفرق الأول للسلسلة Y_t، بحيث تكون قيمة المعلمة (δ) مساوية لـ ($\rho-1$) وذلك كما يلي:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho\, Y_{t-1} - Y_{t-1} + U_t$$
$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + U_t$$

حيث يفترض اختبار ديكي– فولر الموسع أن الخطأ العشوائي (U_t) يخضع لفرضية التشويش الأبيض (White Noise).* كما يختبر هذا الاختبار صحة او عدم صحة فرضية العدم التي تنص على وجود جذر الوحدة في السلسلة الزمنية وبالتالي عدم استقرار السلسلة الزمنية وذلك عن طريق اختبار (t). حيث تمثلH_0الفرضية الصفرية أو العدمية التي يتم اختبارها و H_1هي الفرضية البديلة كما يلي:

$$H_0: \rho = 1 \text{ or } \delta = 0$$
$$H_1: \rho < 1 \text{ or } \delta < 1$$

وتعبر المعادلة رقم (٤) عن إحدى الحالات الثلاث التي عندها يختبر استقرار السلسلة الزمنية، وهذه الحالات الثلاث هي:

(ثابت واتجاه عام) ..... $\Delta Y_t = \alpha + \delta\, Y_{t-1} + B_t + U_t$

(ثابت)..... $\Delta Y_t = \alpha + \delta\, Y_{t-1} + U_t$

(بدون ثابت واتجاه عام)..... $\Delta Y_t = \delta\, Y_{t-1} + U_t$

ويتم رفض الفرضية العدمية في اختبار ديكي–فولرADF الموسع إذا كانت القيمة المحسوبة بالقيمة المطلقة (Fcal) أكبر من القيمة الحرجة بالقيمة المطلقة (Fcri).[1]

- **ثانياً: اختبار تحديد عدد فترات التباطؤ الزمنيLag Length Selection :**

من الضروري عند تحديد عدد فترات التباطؤ الزمني التي يتم بها إلغاء الارتباط المتسلسلSerial Correlationلحد الخطأ. حيث هناك عدة معايير لتحديد عدد فترات التباطؤ

---

*أي أن الخطأ العشوائي له وسط حسابي يساوي صفر وتباين ثابت وعناصره غير مرتبطة ذاتياً.

[1] ريم محمد سعيد بني هاني، احمد إبراهيم ملاوي، أثر عرض النقود على الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الخاص في الأردن، مؤتة للبحوث والدراسات، سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية، المجلد (٣١)، العدد (٢)، ٢٠١٦، ص ص ٧٧–١١٢. ص: ٩٩.

(التأخير) الزمني مثل معيار أكايك (AIC)، ومعيار شوارتز (SIC)، ومعيار هانان– كوين (HQ) وكذلك معيار خطأ التنبؤ النهائي (FBE)، وفي هذه المعايير يتم اختيار الفترة التي تكون فيها قيم هذه المعايير أقل ما يمكن، وهناك أيضا معيار الاختبار المعدل لنسبة الإمكان (LR) الذي يهتم باختبار فرضية أن معلمات فترات التباطؤ الزمني مجتمعة غير مفسرة إحصائياً باستخدام توزيع (χ^2) انطلاقا من أكبر عدد ممكن لفترات إبطاء زمني، ويتوقف عند الفترة التي تكون معلماتها مفسرة.[1]

- **ثالثاً: اختبار جوهانسن للتكامل المشترك Johansen Co-integration Test**:

يتم اختبار وجود توازن طويل الأجل بين السلسلتين المستقرتين ومن نفس الرتبة على الرغم من وجود اختلال في الأجل القصير، من خلال إجراء اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات باستخدام منهجية (جوهانسن، Johansen) و(جوهانسن و جوسليوس،Johansen and Juselius) المستخدمة في النماذج التي تحتوي على أكثر من متغيرين، والتي تعتبر أفضل حتى في حالة وجود متغيرين فقط في النموذج؛ لأنها تسمح بالأثر المتبادل بين المتغيرات موضع الدراسة، ويفترض أنها غير موجودة في اختبار Engle – Granger ذات الخطوتين.

وتعتبر منهجية)(Johansen و)Johansen and Juselius(اختباراً لرتبة المصفوفة$\prod$. ويتطلب وجود التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية أن لا تكون المصفوفة$\prod$ ذات رتبة كاملة ($0 < r\ (\prod) = r < \eta$). ومن أجل تحديد عدد متجهات التكامل يتم استخدام اختبارين إحصائيين مبنيين على دالة الإمكانات العظمى Likelihood Ratio Test (LR) وهما اختبار الأثر trace test (λ_{trace}) واختبار القيمة العظمى maximum eigenvalues test ($\lambda_{\max}$).

ويعرف اختبار الأثر بـ : $$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^{n} \log(\hat{\lambda}_i)$$

حيث يتم اختبار فرضية العدم أن عدد متجهات التكامل المشترك ≤r مقابل الفرضية البديلة أن عدد متجهات التكامل المشترك = r (حيث r = ٠، ١، ٢).

ويعرف اختبار القيمة العظمى بـ : $\lambda_{\max} = -T \log(1-\hat{\lambda}_i)$

[1] المرجع السابق، ص: ٩٩.

و يتم اختبار فرضية العدم بأن عدد متجهات التكامل المشترك = r مقابل الفرضية البديلة أن عدد متجهات التكامل المشترك = r + 1.[1]

- **رابعاً: نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM) ector Error Correction Model**:

إن وجود التكامل المشترك بين المتغيرات يعني أنها تتحرك معاً تحركاً مشتركاً وإن ابتعدت مؤقتاً (أي اتخذت اتجاهاً عشوائياً) إلا أنها لا تبتعد كثيراً عن توازنها في الأجل الطويل، وذلك بسبب آلية معينة من خلال تطبيق نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM المشتق من نموذج متجه الانحدار الذاتي VAR وذلك لأنه يحدد العلاقة السببية بين المتغيرات في الأجلين القصير والطويل، و كذلك سرعة الوصول إلى التوازن في الأجل الطويل من أي اختلال يحدث في المدى القصير.[2] ويعتمد نموذج تصحيح الخطأ VECM على تقدير المعادلتين التاليتين:

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{j=1}^{n} a_j \, \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{m} \beta_i \, \Delta X_{t-i} + \rho_1 e_{t-1}$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \, \Delta X_{t-j} + \sum_{i=1}^{m} \beta_j \, \Delta Y_{t-i} + \rho_2 m_{t-1}$$

حيث تمثل Δ الفرق الأول، و e_{t-1} حد تصحيح الخطأ لمعادلة ΔY_t، و m_{t-1} حد تصحيح الخطأ لمعادلة ΔX_t. وتمثل p_1وp_2 معالم حدي تصحيح الخطأ، فاذا كانت معالم حد تصحيح الخطأ معنوية وسالبة دل ذلك على وجود علاقة سببية في الاجل الطويل، كما أن معنوية المعلمتين p_2 وp_1 يؤكد وجود علاقة سببية مزدوجة (ثنائية) من المتغير X_tإلى المتغير Y_tوبالعكس، اما إذا كانت المعلمة p_2 فقط معنوية فهذا يعني ان هناك اتجاهاً واحداً للسببية من المتغير Y_t إلى المتغير X_tوهذا يتضمن أن المتغير Y_t يقود المتغير X_t تجاه التوازن في الأجل الطويل وليس العكس، أما القيم المتباطئة ΔX_t و ΔY_t فهي تمثل المتغيرات التفسيرية في النموذج، وتشير الى العلاقة السببية في الأجل القصير، فاذا كانت معالم ΔX_t في المعادلة الثانية معنوية باستخدام اختبار F فهذا يعني أن Y_t تسبب X_t في الأجل

---

[1] خالد بن حمد بن عبدالله القدير، اختبار فرضية "كالدور" للعلاقة بين الإنتاج الصناعي والنمو الاقتصادي باستخدام سلاسل زمنية للمملكة العربية السعودية، مجلة جامعة الملك سعود – العلوم الإدارية، المجلد (١٧) العدد (٢)، ١٤٢٥هـ، ص١٩٨.

[2] عدنان العربيد، ربا كنيفاتي، المحددات الرئيسة للادخار القومي في سورية دراسة قياسية للفترة ١٩٨٠-٢٠١٢، مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية، المجلد (٣٦) العدد (٢)، ٢٠١٤، ص ص ٣٠٧-٣٢٤. ص: ٣٢١.

القصير، أما إذا كانت معالم ΔY_t في المعادلة الأولى معنوية باستخدام اختبار F فهذا يعني X_t تسبب Y_t في الأجل القصير.[1]

• المبحث الثالث: نتائج الدراسة القياسية:

• اختبار جذر الوحدةUnit Root Test:

تم استخدام اختبار ديكي –فولر الموسع ADF Testمن أجل التحقق من استقرارية السلاسل الزمنية وتحديد درجة تكاملها وذلك عند النماذج الثلاثة (ثابت Intercept، ثابت واتجاه عام Intercept and trend ، بدون ثابت واتجاه عام None)، وظهرت نتائج الاختبار كالتالي:

جدول (1) نتائج اختبار جذر الوحدة لعرض النقود والتضخم عند مستوياتهما(At Level)

ADF test		INFLATION	LM2
None	Test statistic	-0.546245	-5.44
	P-Value	0.47	1.0000
Intercept	Test statistic	-1.310777	-2.061
	P-Value	0.6143	0.9998
Intercept and trend	Test statistic	-1.1811	-1.28
	P-value	0.8998	0.87

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامجEviews9.

ملاحظة: (*)، (**) و (***) تدل على رفض فرضية العدم عند مستوى المعنوية ١٪، ٥٪، ومستوى ١٠٪.

من الجدول يتضح بأن المتغيرات (**INFLATION**, **LM2**) غير مستقرة عند مستوياتها، حيث تم قبول فرضية العدم التي تقول بأن المتغيرات تحتوي على جذر الوحدة، وذلك لأن القيمة المحسوبة Test StatisticADF أقل من القيمة الحرجة Critical Value في النماذج الثلاثة وذلك عند مستوى دلالة ٥%، وبالتالي نلجأ إلى استخدام الفرق الأول للمتغيرات ونعيد الاختبار.

جدول(٢) : اختبار جذر الوحدة للمتغيرات عند الفرق الاول(First Difference)

ADF test	INFLATION	LM2

[1] محمود محمد محمود داغر، احسان جبر عاشور، العلاقة السببية بين عرض النقد والتضخم وسعر الصرف في العراق للمدة (١٩٩٠–٢٠١١)، مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد (٢٠) العدد (٧٨)، ٢٠١٤، ص ص ٢١٢–٢٤١. ص: ٢٢٧.

None	**Test statistic**	-5.١٨	-3.40
	P-Value	* 0.0000	* 0.0012
Intercept	**Test statistic**	-5.15	-4.99
	P-Value	* 0.0002	* 0.0002
Intercept and trend	**Test statistic**	-5.33	-5.96
	P-value	*0.0006	* 0.0001

المصدر: من اعداد الباحث باستخدام برنامج Eviews 9.

ملاحظة: (*)، (**) و (***) تدل على رفض فرضية العدم عند مستوى المعنوية ١٪، ٥٪، ومستوى ١٠٪.

أظهر الجدول أعلاه نتائج اختبار جذر الوحدة للفرق الأول لكل من التضخم وعرض النقود، ودلت النتائج على رفض فرض العدم وبالتالي خلو المتغيرات من جذر الوحدة، بمعنى أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى (1)I، وهذا ما يسمح لنا بإجراء اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات.

٢. **اختبار التكامل المشترك Co integration Test Johansen**:

يتطلب تطبيق اختبار التكامل المشترك لجوهانسن أن تكون السلاسل الزمنية غير مستقرة في المستوى ولكنها تستقر بعد أخذ الفرق الأول أو الثاني لها وأن تستقر جميعها من نفس الرتبة.[*] وبعد أن تم التأكد من تحقق هذا الشرط (أي أن سلسلتي عرض النقود والتضخم مستقرتان في الفرق الأول) يتم تطبيق اختبار التكامل المشترك لجوهانسن بين السلسلتين للتأكد من وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين عرض النقود ومعدل التضخم، وتظهر نتائج هذا الاختبار في الجدول التالي:

جدول (٣) نتائج اختبار التكامل المشترك بين عرض النقود والتضخم

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) **اختبار الأثر**				
Prob.**	0.05 Critical Value	**Trace Statistic**	Eigenvalue	**Hypothesized No. of CE(s)**
0.01٦٢	**15.49471**	**١٨,٦٤٧٣**	**0.4٢٣٩**	**None ***
0.٣١٧٣	3.841466	١,٠٠٠٠٣٨	0.0٣٠٧٦	**At most 1**
اختبار الأثر يشير إلى وجود متجه واحد للتكامل المشترك عند مستوى معنوية ٥%. **العلامة (*) تشير إلى رفض فرضية العدم عند مستوى معنوية ٥%.**				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) **اختبار القيمة العظمى**				
	0.05	**Max-Eigen**		**Hypothesized**

* فإذا اختلفت درجة تكامل (استقرار) السلاسل الزمنية فإن اختبار جوهانسن للتكامل المشترك لن يكون صالحاً لمعرفة العلاقة التوازنيه طويلة الأجل بين المتغيرات.

Prob.**	Critical Value	**Statistic**	Eigenvalue	**No. of CE(s)**
0.0141	**14.26460**	**17.6473**	**0.٤٢٣٩**	**None ***
0.3173	3.841466	1.000038	0.0٣٠٧٦	At most 1

يشير اختبار الإمكان الأعظم إلى وجود متجه واحد للتكامل المشترك عند مستوى معنوية ٥%

العلامة (*) تشير إلى رفض فرضية العدم عند مستوى معنوية ٥%.

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد علىEVIEWS 9

تشير نتائج اختبار التكامل المشترك إلى رفض فرضية العدم Noneفي اختباري الأثرTraceوالقيمة العظمى Maximum Eigenvalue بوجود على الأقل متجه واحد للتكامل المشترك عند مستوى معنوية ٥%، أي أن المتغيران يتحركان معاً عبر الزمن، وذكر جرانجر (١٩٦٩، ١٩٨٦، ١٩٨٨)، و سيمس ايضاً (١٩٧٢) أنه إذا وجد التكامل المشترك بين المتغيرين فإن السببية يجب تكون موجودة على الأقل في اتجاه واحد.إن وجود التكامل المشترك يدل على وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين المتغيرين ولكنه لا يحدد اتجاه هذه العلاقة ومن أجل تحديد اتجاه هذه العلاقة سوف نقوم بتطبيق نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM لهذا الغرض. ولكن قبل ذلك ينبغي تحديد العدد الأمثل لفترات التأخير والتي يوضحها الجدول التالي:

جدول (٤) العدد الأمثل لفترات التباطؤلنموذجVECM

		VAR Lag Order Selection Criteria				
		Endogenous variables: INFLATION LM2 Sample: 1980 2017 Included observations: 32				
HQ	**SC**	**AIC**	**FPE**	**LR**	**LogL**	**Lag**
9.826126	9.887369	9.795760	61.56213	NA	-154.7322	0
4.661898*	**4.845627***	**4.570801***	**0.331593***	**158.7738***	**-67.13282**	**1**
4.827789	5.134004	4.675961	0.369860	3.910676	-64.81538	2
4.970881	5.399581	4.758322	0.405327	4.190994	-62.13315	3
5.156794	5.707980	4.883503	0.467154	2.870824	-60.13605	4
5.332431	6.006103	4.998410	0.538488	2.836965	-57.97455	5
5.207074	6.003231	4.812321	0.465806	8.285690	-50.99713	6

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد علىEVIEWS 9

ملاحظة:تشير العلامة * إلى القيمة الأصغر المحددة لدرجة الإبطاء بالنسبة لكل معيار.

تشير معايير المعلومات في الجدول السابق إلى أن العدد الأمثل لفترات الإبطاء هو فترة واحدة، وذلك لأن النتائج تشير إلى اتفاق جميع المعايير على فترة واحدة للإبطاء.

٣. نموذج متجه تصحيح الخطأ(Vector Error Correction Model (VECM:

بما أن اختبار التكامل المشترك يؤكد وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين عرض النقود ومعدل التضخم، فإن نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM يساعد على تحديد اتجاه هذه العلاقة في الأجلين الطويل و القصير، حيث تشير معلمة تصحيح الخطأECT أو سرعة التعديلSpeed of Adjust إلى

مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لانحراف المتغير المستقل في الأجل القصير عن قيمته التوازنيه في الأجل الطويل بمقدار وحدة واحدة، ويتوقع أن يكون هذا المعامل سالباً؛ لأنه يشير للمعدل الذي تتجه به العلاقة قصيرة الأجل نحو العلاقة طويلة الأجل.[1] أما المعالم Coefficientفتشير إلى اتجاه العلاقة في الأجل القصير، والجدول التالي يبين نتائج اختبار سببية جرانجر ضمن نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM:

جدول (٥) نتائج اختبار سببية جرانجر ضمن نموذج متجه تصحيح الخطأVECM

	Vector Error Correction Estimates		
	D(LM2)	**D(INFLATION)**	**Error Correction:**
		اتجاه العلاقة في الأجل الطويل	
	-0.003630	**-0.249932**	**ECT حد تصحيح الخطأ**
t-Statistic	-1.839529	-2.624411	**t- المحسوبة**
Prob	0.0751	****0.0132**	**معنوية حد تصحيح الخطأ**
		اتجاه العلاقة في المدى القصير	
Coefficient	0.004588	0.32	**D(INFLATION(-1))**
t-Statistic	1.226	1.84	
Prob	0.2161	0.0739	
Coefficient	0.024047	-15.49171	**D(LM2(-1))**
t-Statistic	0.132	-1.70330	
Prob	0.8957	0.0874	
	0.13	**0.2165**	**R-squared**
	0.049	0.143	Adj. R-squared
	1.608279	2.94	F-statistic
	0.206785	**0.047**	**Prob(F-statistic)**
	2.0٠٨٤	1.964	**DW**

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد علىEVIEWS 9

يوضح الجدول أعلاه نتائج نموذج متجه تصحيح الخطأ الذي يتضمن معادلتين على شكل أعمدة، المعادلة الأولى وهي المعادلة الهدف Target Equation التي يظهر فيها معدل التضخم D(INFLATION) كمتغير تابع وعرض النقود كمتغير مستقل، والعكس صحيح في المعادلة الثانية، وتنقسم هاتين المعادلتين إلى شقين، الشق الأول يوضح اتجاه العلاقة في الأجل الطويل من خلال حد

[1] عبدالقادر محمد عبدالقادر عطيه، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، ٢٠٠٤، ص: ٦٨٨.

تصحيح الخطأ ECT، والشق الثاني اتجاه العلاقة في المدى القصير من خلال معاملات المتغيرات المستقلة.

وبالنظر إلى المعادلة الأولى يتضح بأن معلمة تصحيح الخطأ ECT جاءت سالبة ومعنوية باحتمال Prop=0.0132، وبلغت ٠,٢٤٩٩٣٢- أي أن سرعة تكييف الاختلالات في المدى القصير الى التوازن في الأجل الطويل هو 24% في السنة الواحدة (سرعة تعديل اختلال النموذج المقدر تقدر بنحو 24% سنوياً)، وبمعنى آخر فإن حد تصحيح الخطأ ECT يشير أيضاً إلى أن ما نسبته 24 % مِنَ الخطأ في علاقة عرض النقود بمعدل التضخم يتم تصحيحها خلال الفترة الزمنية الواحدة (سنة)، وهذا يشير إلى أن تصحيح الخطأ يحتاج إلى أربع سنوات تقريباً ليعود معدل التضخم إلى مستواه التوازني في الأجل الطويل بعد حصول صدمة في عرض النقود بافتراض بقاء العوامل الأخرى على حالها. وبالتالي يمكن القول بأن هناك علاقة توازنيه في الأجل الطويل تتجه من عرض النقود إلى التضخم والآثار المترتبة على هذه النتيجة هي أن نمو المعروض النقدي لديه معلومات قيمة عن التنبؤ بقيم التضخم في الأجل الطويل. أما اتجاه العلاقة في المدى القصير فيتضح من خلال معلمة Coefficient عرض النقود المبطئة لفترة واحدة والتي بلغت ١٥,٤٩- وذلك باحتمال Prop=0.087 أي أنها غير معنوية إحصائياً وبالتالي لا يوجد علاقة سببية في الأجل القصير تتجه من عرض النقود إلى معدل التضخم.

كما أن النموذج ككل (المعالة الأولى) كان معنوياً وذلك لأن قيمة F-statistic كانت أكبر من الجدولية وذلك باحتمال ٠,٠٤٧ = (Prob(F-statistic.

أما المعادلة الثانية التي يظهر فيها عرض النقود كمتغير تابع ومعدل التضخم كمتغير مستقل فيتضح من خلال الجدول عدم معنوية حد تصحيح الخطأ ECT باحتمال prop=0.075 وبالتالي لم نستطع رفض فرض العدم القائل بأنه لا توجد علاقة توازنيه طويلة الأجل تتجه من معدل التضخم إلى عرض النقود هذا فيما يتعلق بالشق الأول المتعلق بالأجل الطويل.

الشق الثاني والمتعلق بالعلاقة السببية في المدى القصير فلم نستطع كذلك رفض فرض العدم أي أنه لا توجد علاقة في المدى القصير تتجه من معدل التضخم إلى عرض النقود وذلك باحتمال prop=0.21. وتشير قيمة F-statistic في المعادلة الثانية إلى عدم معنوية النموذج ككل (المعادلة الثانية) وذلك باحتمال ٠,٢٠67 =(Prob(F-statistic. وهذا ما يؤكد على أن العلاقة السببية لا تتجه من معدل التضخم إلى عرض النقود في الأجلين القصير والطويل.

وخلاصة القول بأنه في المدى الطويل يشير النموذج الى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من المعروض النقدي إلى التضخم. هذه النتيجة التي مفادها أن المعروض النقدي يسبب التضخم تعني أن

وجهة النظر النقدية تنطبق على الاقتصاد الليبي. إن النقديون يعتبرون أن التوسع النقدي الذي لا يرافقه توسع في قطاع الإنتاج في الاقتصاد فإن المعروض من النقود سوف يكون له تأثير مباشر على التضخم. وتؤكد كذلك عدد من الدراسات الحديثة التي درست التضخم وعلاقته بالمعروض النقديعلى مدى فترات طويلة ان هناك علاقة قوية بين معدلات نمو المعروض النقدي ومستوى الأسعار في البلدان ذات معدلات التضخم المرتفع.[1]

إن عدم وجود علاقة سببية في الأجل القصير بين عرض النقود ومعدل التضخم تدل على أن هنالك عوامل أخرى غير نقدية تؤدي إلى ضغوط تضخمية في ليبيا، قد تكون هذه العوامل هيكلية كعدم استقرار قطاع التصدير المبني على قطاع النفط الذي يتسم بتقلب أسعاره والكميات المصدرة منه، أو بسبب نقص الإمدادات من السلع والخدمات، وذلك نتيجة لتخلف القطاع الزراعي والصناعي اللذان يشكلان نسبة ضئيلة في تكوين الناتج المحلي الإجمالي ولم تتجاوز نسبة مساهمتهما في تكوين الناتج المحلي الإجمالي ١٢%خلال فترة الدراسة. كذلك يعتقد بأن العوامل الخارجية كالتضخم المستورد تلعب دوراً هي الأخرى في تغذية الضغوط التضخمية خصوصاً إذا علمنا أن الاقتصاد الليبي يعد اقتصاد صغير ومفتوح يستورد أغلب احتياجاته من الخارج. ومن ناحية أخرى لا يوجد هناك أي سببية عكسية تتجه من التضخم الى المعروض النقدي. وللتأكد من مدى ملائمة وجودة نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM المستخدم وخلوه من المشاكل القياسية ينبغي القيام بالاختبارات التالية:

أ- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي(Autocorrelation(LM Tests:

للتأكد من خلو نموذج متجه تصحيح الخطأ من مشكلة الارتباط الذاتي نستخدم اختبار **LM Test**الذي يختبر فرضية العدم القائلة بأن بواقي النموذج المقدر لا تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي والجدول التالي يبين نتيجة هذا الاختبار:

جدول (٤-١٥) نتائج اختبار LM Tests لبواقي نموذجVECM

VEC Residual Serial Correlation LM Tests		
فرض العدم : لا يوجد ارتباط ذاتي بين البواقي Null Hypothesis:no serial correlation		
Sample: 1980 2017 Included observations: 36		
Prob	**LM-Stat**	**Lags**

[1]FitsumSharewDenbel, YilkalWassieAyen, TeshomeAdugnaRegasa(2016), The Relationship between Inflation, Money Supply and Economic Growth in Ethiopia: Co integration and Causality Analysis, International Journal of Scientific and Research Publications, Vol (6), No (1). pp 556-565. P:563.

1	٠,٩٣12	٠,٩٢00

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد علىEVIEWS 9

يلاحظ من الجدول أن قيمة **LM-Stat**المحسوبة كانت أقل من الجدولية وذلك عند مستوى دلالة ٥%، وبالتالي لم نستطع رفض فرض العدم، بمعنى أن النموذج خالي من مشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي.

ب- اختبار عدم ثبات التباين للبواقيWhite Test Heteroskedasticity:

في هذا الاختبار سيتم اختبار فرضية العدم القائلة بأن بواقي نموذج متجه تصحيح الخطأ ذات تباين متجانس **Homoskedasticity** وذلك باستخدام اختبار **White Test**.

جدول (٤-١٦) نتائج اختبار White Test لبواقي نموذج VECM

VEC Residual Heteroskedasticity Tests		
Joint test:		
Chi-sq	Df	Prob.
٢٥,٨٤	18	٠,١٠٣٤

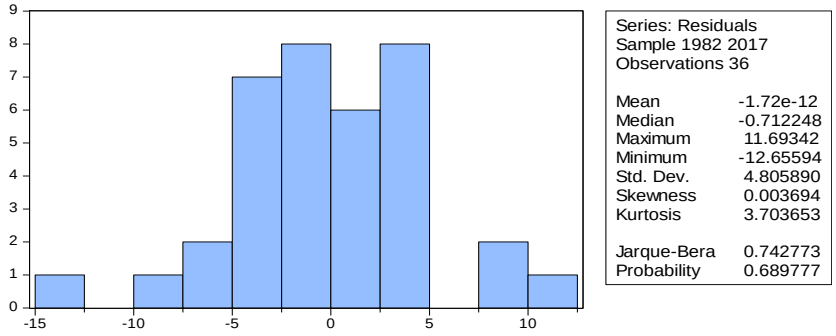
المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد علىEVIEWS 9

نتائج اختبار **WhiteTest**توضح رفض مشكل عدم التجانس باحتمال **0.0**79 =Prob وهو أكبر من ٥% ومنه نقبل بثبات التباين لحدود الخطأ (تجانس تباين حد الخطأ).

ج- اختبار التوزيع الطبيعي للبواقيResidual Normality Tests:

للتأكد من أن بأن بواقي نموذج متجه تصحيح الخطأ VECMتتبع التوزيع الطبيعي أم لا سوف نستخدم اختبار **Jarque-Bera**من أجل اختبار فرضية العدم القائلة بأن بواقي النموذج تتبع التوزيع الطبيعي.

شكل (٤-٢) اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM باستخدام اختبار Jarque-Bera



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد علىEVIEWS 9

يتضح من الشكل أعلاه أن بواقي نموذج متجه تصحيح الخطأ VECM تتوزع توزيعاً طبيعياً وهذا ما أكدته إحصائية **Jarque-Bera** الخاصة بالنموذج والتي تساوي (٠,٧٤)والاحتمال المقترن بها Prob=٠,٦٨ وهذا يعني أننا لم نستطع رفض فرض العدم القائل بأن سلسلة البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.

وتؤكد نتائج اختبار الارتباط الذَّاتي للبواقي **LM** test for serial correlation، واختبار التَّوزيع الطبيعي **Normality**، واختبار ثبات التباين **Heteroskedasticity** على موثوقية النتائج المتحصل عليها من نموذج متجه تصحيح الخطأVECM.

- **الخاتمة:**

تشتمل خاتمة الدراسة على أهم النتائج التي توصلت إليها والتوصيات.

- **النتائج:**

توصلت الدراسة إلى مجموعة من النتائج أهمها:

١. بينت نتائج تطبيق اختبارات جذر الوحدة باستخدام اختبار ديكي- فولر الموسع ADF أن جميع المتغيرات غير مستقرة في المستوى، ولكنها استقرت بعد أخذ الفروق الأولى لها، وهذا أمكننا من إجراء اختبار جوهانسن للتكامل المشترك.

٢. تشير نتائج اختبار التكامل المشترك لجوهانسن إلى رفض فرضية العدم Noneفي اختباري الأثر Traceوالقيمة العظمى Maximum Eigenvalue بوجود على الأقل متجه واحد للتكامل المشترك عند مستوى معنوية ٥%، أي أن المتغيران يتحركان معاً عبر الزمن، وبمعنى آخر هناك علاقة توازنيه في الأجل الطويل بين المتغيرين.

٣. نتيجة لوجود علاقة توازنيه في الأجل الطويل بين عرض النقود ومعدل التضخم تم تطبيق نموذج متجهات تصحيح الخطأ VECM وذلك من أجل معرفة طبيعة واتجاه العلاقة في الأجلين الطويل والقصير والتي ظهرت نتائجه على النحو التالي:

أ- معلمة تصحيح الخطأ ECT جاءت سالبة ومعنوية 0.24- باحتمال Prop=0.0132، أي أن سرعة تكييف الاختلالات في المدى القصير إلى التوازن في الأجل الطويل هو ٢٤% في السنة الواحدة (سرعة تعديل اختلال النموذج المقدر تقدر بنحو ٢٤% سنوياً)، وبمعنى آخر فإن حد تصحيح الخطأ ECT يشير أيضاً إلى أن ما نسبته ٢٤ % مِنَ الخطأ في علاقة عرض النقود بمعدل التضخم يتم تصحيحها خلال الفترة الزمنية الواحدة (سنة)، وهذا يشير إلى أن تصحيح الخطأ يحتاج إلى أربع سنوات ليعود معدل التضخم إلى مستواه التوازني طويل الأجل بعد حصول صدمة في عرض النقود بافتراض بقاء العوامل الأخرى على حالها. بينما جاءت معلمة تصحيح الخطأ غير معنوية عندما يكون عرض النقود متغير تابع ومعدل التضخم متغير مستقل، وهذا يعني أن هناك علاقة سببية باتجاه واحد في الأجل الطويل تتجه من عرض النقود إلى معدل التضخم.

ب-بينت نتائج الأجل القصير عدم معنوية معلمة عرض النقود ومعلمة معدل التضخم في المعادلتين، وهذا يعني عدم وجود علاقة سببية في الاتجاهين في الأجل القصير بين المتغيرين.

٤. بينت اختبارات الكشف عن جودة النموذج القياسي المقدر عن خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي بين البواقي ومن مشكلة اختلاف تباين حد الخطأ، كما أظهرت هذه الاختبارات أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.

- **التوصيات:**

على ضوء النتائج السابقة توصلت الدراسة إلى عدد من التوصيات والمقترحات كالتالي:

١. يجب أن تسترشد السياسات الاقتصادية (النقدية والمالية والتجارية) في ليبيا برؤية واستراتيجية وطنية تهدف بشكل رئيسي إلى الاهتمام بتحقيق الاستقرار النقدي بشكل خاص والاستقرار الاقتصادي بشكل عام.
٢. إن نتائج هذه الدراسة تدعم وجهة نظر النقديين في أن التضخم دائماً وأينما وجد فهو ظاهرة نقدية. ولذلك فإن مصرف ليبيا المركزي بحاجة إلى ممارسة سياسة نقدية انكماشية عن طريق امتصاص المعروض النقدي الفائض عن حاجة النشاط الاقتصادي وذلك للحد من الضغوط التضخمية، وهذا لا يعني أن تنفيذ السياسة النقدية الانكماشية هي الأداة الوحيدة التي بإمكانها القضاء على الضغوط التضخمية بل بإمكان سياسات جانب العرض أيضاً احتواء التضخم. وذلك لأن السياسات النقدية التوسعية في ليبيا لم تنجم إلا عن ارتفاع المستوى العام للأسعار ولم تؤدي إلى زيادة الناتج المحلي الإجمالي حتى في الأجل القصير على أقل تقدير.

٣. العمل على تنويع مصادر تمويل الموازنة العامة والابتعادعن سياسة التمويل بالعجز (النقد الرخيص).

- **المراجع:**

١. خالد بن حمد بن عبدالله القدير، اختبار فرضية "كالدور" للعلاقة بين الإنتاج الصناعي والنمو الاقتصادي باستخدام سلاسل زمنية للمملكة العربية السعودية، مجلة جامعة الملك سعود – العلوم الإدارية، المجلد (١٧) العدد (٢)، ١٤٢٥هـ.

٢. ريم محمد سعيد بني هاني، احمد إبراهيم ملاوي، أثر عرض النقود على الناتج المحلي الإجمالي للقطاع الخاص في الأردن، مؤتة للبحوث والدراسات، سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية، المجلد (٣١)، العدد (٢)، ٢٠١٦، ص ص ٧٧-١١٢.

٣. صفاء يونس الصفاوي، مزاحم محمد يحيى، تحليل العلاقة بين الاسعار العالمية للنفط (اليورو والذهب) باستخدام متجه الانحدار الذاتي(VAR)، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد (١٤)، ٢٠٠٨، ص ص ١٥-٤٢.

٤. عبد المطلب عبدالحميد، السياسة النقدية واستقلالية البنك المركزي، الدار الجامعية، الإسكندرية، مصر، ٢٠١٣.

٥. عبدالقادر محمد عبدالقادر عطيه، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، ٢٠٠٤.

٦. عدنان العربيد، ربا كنيفاتي، المحددات الرئيسة للادخار القومي في سورية دراسة قياسية للفترة ١٩٨٠-٢٠١٢، مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية، المجلد (٣٦) العدد (٢)، ٢٠١٤، ص ص ٣٠٧-٣٢٤.

٧. محمود محمد محمود داغر، احسان جبر عاشور، العلاقة السببية بين عرض النقد والتضخم وسعر الصرف في العراق للمدة (١٩٩٠-٢٠١١)، مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، المجلد (٢٠) العدد (٧٨)، ٢٠١٤، ص ص ٢١٢-٢٤١.

٨. مصرف ليبيا المركزي، إدارة البحوث والإحصاء، الإحصاءات النقدية والمصرفية خلال الفترة ١٩٦٦-٢٠٠٠.

٩. وسام حسين علي حسين العنيزي، تحليل العلاقة بين الدولرة والتضخم في العراق للمدة ٢٠٠٦-٢٠١٠ (دراسة قياسية باستخدام التكاملالمشترك وتصحيح الخطأ)، مجلة الإدارة والاقتصاد، السنة السادسة والثلاثون- العدد(٩٤)، ٢٠١٣، ص ص ٦٣-٨٢.

10. Fischer S.(1962). Rules versus discretion in monetary policy.In Friedman B. M., Hahn F. H. (Eds.), Handbook in monetary economics (Vol. 2, pages: 1155-1184). Amsterdam, The Netherlands: North Holland.

11. FitsumSharewDenbel, YilkalWassieAyen, TeshomeAdugnaRegasa(2016), The Relationship between Inflation, Money Supply and Economic Growth in Ethiopia: Co integration and Causality Analysis, International Journal of Scientific and Research Publications, Vol (6), No (1). pp 556-565.

12. Friedman M., Schwartz A. J.(1963). A monetary history of the United States, 1867–1960. Princeton, NJ: Princeton University Press for the National Bureau of Economic Research.
13. Sims, Christopher A (1972). Causality, “American Economic Association, vol.(62), No (4), PP. 540-552.