تقدير دالة الطلب على النقود في مصر
Estimating the Demand for Money Function in Egypt

أحمد السعيد إبراهيم إسماعيل
معيد – كلية التجارة – جامعة بنها

أد/ محمد سعيد بسيوني
أستاذ الاقتصاد ووكيل الكلية لشئون الدراسات العليا والبحوث – كلية التجارة – جامعة بنها

أد/ دعاء عقل أحمد
أستاذ الاقتصاد المساعد – كلية التجارة – جامعة بنها

الملخص:

تستهدف الدراسة الحالية تقدير دالة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية وفقاً للمفهومين الضيق والواسع للنقود في مصر باستخدام منهجية اختبار الحدود لنموذج الانحدار الذاتي لفجوات الإبطاء الموزعة ARDL خلال الفترة (يناير 2005- ديسمبر2019). وقد قامت الدراسة بتقدير نموذجين للطلب على النقود أولهما لطلب الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الضيق وثانيهما للطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الواسع. وتضمنت المتغيرات المستقلة الناتج الصناعي الحقيقي كمؤشر للتعبير عن مستوى النشاط الاقتصادي، فضلاً عن عدد من المتغيرات للتعبير عن تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود وهى سعر الفائدة على قروض الليلة الواحدة، والمعدل المتوقع للتضخم، وسعر الصرف. وقد توصلت الدراسة إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة في كلا النموذجين. بالإضافة على ذلك، فإن متغيري سعر الصرف والناتج الصناعي الحقيقي لهما أثر إيجابي ومعنوي على المتغيرات التابعة في كلا النموذجين في الأجل الطويل. وعلى الجانب الأخر، فإن التضخم المتوقع يؤثر عكسيا على الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية في الأجل الطويل في النموذج الثاني فقط، بينما يؤثر سعر الفائدة عكسياً على الأرصدة النقدية الحقيقية في الأجل الطويل في النموذج الأول فقط وإن كان أثر هذين المتغيرين ضعيف بالمقارنة بمتغيرات الناتج الصناعي الحقيقي وسعر الصرف. كما أظهرت النتائج وجود آلية لتصحيح الخطأ في حالة الانحراف عن المسار التوازني طويل الأجل، فإن العودة نحو هذا المسار تستغرق 13 و19 شهراً في النموذجين المقدرين على الترتيب.

الكلمات المفتاحية: النقود، السياسة النقدية، الطلب على النقود، مصر، ARDL.

Abstract:

The current study aims at estimating the demand for narrow and broad real money balances in Egypt by employing the Autoregressive Distributed lag (ARDL) approach and bounds test during the period (January 2005-December 2019). Two models are estimated where the first estimates the demand for narrow demand (M1) while the second estimates the demand for broad money (M2). The independent variables include the real industrial production as a proxy for the scale variable whereas a number of variables are used to express the opportunity cost for

holding money. These variables include overnight interest rate, expected inflation and exchange rate. The results revealed a cointegration relationship between the included variables in both models. Additionally, both exchange rate and industrial production have a positive and significant impact on real money balances in both models. On the other hand, expected inflation has a negative and significant impact on real broad money balances whereas interest rate has a negative and significant influence on real narrow money balances. Furthermore, the impact of the latter two variables is weak compared to the impact of both the real industrial production and exchange rate. Moreover, the results indicated the existence of error correction term to adjust towards equilibrium after a deviation from the cointegrated relationship. Thus, it takes around 13 and 19 months to adjust towards the long-run relationship in both models respectively.

Key words: Money, Monetary Policy, Demand for Money, Egypt, ARDL.

JEL Classification: E40, E41, E47, E50, E52.

مقدمة:

يتمثل الهدف الرئيس للسلطات النقدية في تحقيق الاستقرار النقدي. وتستطيع البنوك المركزية تحقيق هذا الهدف من خلال اعتماد قاعدة نقدية تكون بمثابة المرساة أو المرتكز الرئيسي للنظام النقدي المتبع. ومن الممكن أن تركز هذه القاعدة على تحقيق هدف الاستقرار النقدي بصورة مباشرة كقاعدة استهداف التضخم Inflation Targeting، أو من خلال استهداف المجاميع النقدية Monetary Aggregate Targeting كهدف وسيط.

وفي هذا السياق يجب أن تكون دالة الطلب على النقود مستقرة، ومن ثم فإنه يتعين على السلطة النقدية لأي دولة مراجعة مدى ملاءمة واستقرار دالة الطلب على النقود الخاصة بها، ولاسيما في ظل التحرير المالي والابتكارات المالية الحديثة الناتجة عن التحول الذي يشهده العديد من دول العالم النامي من نظام اقتصادي إلى نظام آخر (Bashir and Dahlan, 2011, p77 & إبراهيم، 2013، ص 48). وتشير الدراسات إلى أنه في حالة عدم استقرار لا يعنى التخلي عن سياسة استهداف المجاميع النقدية، حيث قد يرجع عدم الاستقرار إلى حدوث تطورات إيجابية في البيئة التي تعمل بها السياسة النقدية (ابتكارات مالية، اصلاحات مصرفية، انفتاح مالي وتجارى). وفي هذا الصدد يجب عدم تجاهل مصادر عدم الاستقرار، بل يمكن التعويل عليها في تحسين وتنويع آليات انتقال السياسة النقدية للمتغيرات الاقتصادية الكلية، ومن ثم للجانب الحقيقي للاقتصاد (طريح، 2015، ص 28).

وعلى الرغم من ذلك، فقد أدت المشكلات المصاحبة لعدم استقرار دالة الطلب على النقود والتي شهدتها العديد من الدول التي اتبعت سياسات للتحرير المالي إلى قيام العديد من هذه الدول بإنهاء اعتمادها على نظام المجاميع النقدية بنهاية الثمانينات لصالح اتباع نظام استهداف التضخم كإطار لإدارة السياسة النقدية بها (الجزار، 2018؛ ص ص 12-15 & أحمد وأحمد، 2015، ص ص 156-158).

وقد أدى هذا التحول في إدارة السياسة النقدية من استهداف المجاميع النقدية إلى استهداف التضخم إلى خلق انطباع بعدم وجود رابط بين معدل نمو النقود والتضخم في ظل استهداف التضخم (Woodford, 2000). وقد تعرض هذا الرأي لانتقادات واسعة حيث أفادت العديد من الدراسات باستمرار وجود الرابط بين معدل نمو النقود ومعدل التضخم – في الأجلين القصير والطويل على حد سواء – بغض النظر عن النظام المتبع لإدارة السياسة النقدية (Dwyer and Fisher, 2009; Lothian, 2014; Hossain & Arwatchanakarn, 2017). ومن ثم، يُعد الطلب على النقود عنصراً هاماً في صياغة وتنفيذ سياسة نقدية فعالة حتى في ظل اتباع سياسة استهداف التضخم لما له من آثار يمكن توقعها على التضخم والناتج الحقيقي، حيث إن العلاقة بين الطلب على النقود والعوامل المحددة لها تعتبر أداة تستند إليها السلطة النقدية في صنع القرارات المتعلقة بالسياسة النقدية، وسياسات الاصلاح المالي والمصرفي.

وقد شهدت السياسة النقدية في مصر تغيرات عدة منذ انطلاق برنامج الإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي Economic Reform and Structural Adjustment Program (ERSAP) عام 1991، وذلك عقب حدوث اختلالات هيكلية بالاقتصاد المصري على المستويين الداخلي والخارجي بنهاية عقد

الثمانينيات. وتمثلت أهم الاختلالات الداخلية في زيادة الطلب المحلى عن القدرات الإنتاجية المحلية، الأمر الذي انعكس بالسلب على القطاع الخارجي في شكل اختلال ميزان العمليات الجارية مما أثر على ميزان المدفوعات ككل، بالإضافة إلى زيادة معدلات النمو في عجز الموازنة العامة للدولة مما أدى إلى إرتفاع معدلات التضخم، وهو ما يدل على فشل البنك المركزي في تحقيق هدف الاستقرار النقدي (أبو العيون، 2003، ص15).

ولتصحيح تلك الاختلالات قامت الحكومة المصرية بتحرير أسواق المال وأسواق السلع من القيود والتشوهات عن طريق البدء في ذلك البرنامج الذي تضمن ثلاثة برامج متعاقبة، استهدفت تحرير الأسعار بصفة عامة، وإعادة هيكلة القطاع العام، واتباع سياسة مالية ونقدية انكماشية حتى لا تؤدى عملية تحرير الأسعار المستهدفة إلى زيادة الضغوط التضخمية. بالإضافة إلى ذلك، فقد قام البنك المركزي المصري بتطبيق سياسات للإصلاح المصرفي بهدف رفع كفاءته ودعم تنافسية القطاع المصرفى وسلامته عن طريق السماح للبنوك بتحديد أسعار الفائدة على الإقراض والودائع طبقا لآليات السوق، وإنهاء الاعتماد على سياسة السقوف الائتمانية في عام 1993 (Ahmed ,2017, p2).

وقد اشتملت تلك الاصلاحات أيضاً على تعديل قواعد حساب نسبة الاحتياطي القانوني وسعر الخصم، وتقديم أذون الخزانة كمصدر من مصادر تمويل الموازنة العامة وكنوع من أنواع الربط بين السياستين المالية والنقدية. وتجدر الإشارة إلى أهمية استقلالية البنك المركزي في الدول النامية إذا ما أخذنا في الاعتبار أن كثيرا من حكومات هذه الدول – عادة – ما تلجأ إلى تمويل العجز في موازنتها العامة من خلال الإصدار النقدي الجديد (التمويل التضخمي) مما يؤدي إلى زيادة الإنفاق الحكومي بما لا يتناسب مع حجم الإيرادات الحقيقية، فضلا عن تسارع معدلات التضخم التي تعتبر أحد المحددات الهامة في دالة الطلب على النقود. وفيما يتعلق بسوق الصرف، فقد تم السماح بإنشاء مكاتب للصرف الأجنبي لتوسيع سوق الصرف، وتحرير سعر الصرف ليتحدد بناءً على قوى العرض والطلب (أحمد وأحمد، 2015، ص 34 & بسيونى، 2016، ص 125).

وعلى الرغم من نجاح برنامج الإصلاح الاقتصادي في تحرير أسعار الخصم والفائدة والائتمان، وتخفيض معدلات التضخم، وتخفيض العجز في الحساب الجاري والمالي فضلاً عن تحقيق معدلات نمو مرتفعة بلغت نحو 5% خلال فترة التسعينات، إلا أن الاقتصاد المصري قد عانى من عدة صدمات داخلية وخارجية، وخاصة في النصف الثاني من التسعينات مما أدى إلى حدوث مشكلة نقص السيولة ومن ثم حدوث أزمة سيولة (محمد، 2005، ص 113 & أحمد وأحمد، 2015، ص295).

وقد شهدت الفترة (2003 – 2010) تغيرات عدة في سياسات سعر الصرف بالإضافة إلى توجهات السياسة النقدية في مطلع عام 2003 حيث صدر القانون رقم 88 لسنة 2003، ومن ثم أصبح الهدف الأساسي للسياسة النقدية هو العمل على تحقيق الاستقرار في الأسعار ومن ثم اتجه البنك المركزي المصري إلى تعويم الجنية المصري في يناير 2003 الأمر الذي أدى إلى زيادة معدل التضخم السنوي من 2.7 % إلى 11.2 % بين عامي 2002، 2004 على التوالي (Ahmed, 2011, p 46).

كما تأثر الاقتصاد المصري ابتداءً من عام 2008 بالصدمات الخارجية، بما في ذلك الأزمة المالية العالمية التي أصابت الأسواق المالية الدولية في عام 2008. وأسفرت هذه الصدمات عن تدفقات رأس المال إلى الخارج، وتباطؤ معدل النمو وانخفاض قيمة العملة المحلية وارتفاع معدل التضخم وتدهور الحساب الجاري واحتياطيات العملة الأجنبية. علاوة على ذلك، فقد ارتفع عجز الموازنة العامة للدولة من 6.8٪ من الناتج المحلي الإجمالي في عام 2008 إلى 13.7 ٪ في عام 2013. وتم تمويل هذا العجز بشكل رئيسي من خلال المصادر المحلية على حساب الائتمان المقدم لقطاع الأعمال الخاص الذي انخفض من 33 ٪ من الناتج المحلي الإجمالي في عام 2008 إلى 19٪ في عام 2014. بالإضافة إلى ذلك، فقد كان الاقتراض الحكومي المفرط مصحوبًا بارتفاع معدلات التضخم وانخفاض معدلات الادخار، مما أدى إلى اخفاق السياسة النقدية في امتصاص فائض السيولة المحلية (Ahmed, 2017, p3).

وبعد أن استعاد الاقتصاد المصري قدراً من عافيته خلال عام 2010، وضع على حافة الخطر منذ 25 يناير 2011، حيث حدثت أزمة نقص السيولة وخاصة مع زيادة الاتجاه إلى سحب الودائع المحلية، أو الميل للدولرة التي ارتفعت نسبتها إلى نحو 24 % في منتصف عام 2011 وهنا توجهت السياسة النقدية إلى مقاومة الصدمات الاقتصادية، وضخ مزيد من السيولة المحلية (طريح، 2015، ص39).

ومع تفاقم المشكلات المتعلقة بتراجع النمو الاقتصادي، وزيادة العجز المالي وارتفاع معدلات التضخم إلى أرقام ثنائية، واستنزاف الاحتياطي الأجنبي منذ يناير 2011، واضطرابات سوق المال، حاول البنك المركزي مقاومة تأثير تلك الصدمات بتفعيل العديد من الأدوات لضخ وضبط استقرار السيولة المحلية ومنها: التوسع في استخدام تسهيلات اتفاقيات إعادة شراء أذون الخزانة Repo، ورفع سعر العائد على الاقراض، وتخفيض نسبة الاحتياطي القانوني إلى 10%، وذلك بهدف توفير السيولة المحلية بالقطاع المصرفي. ونتيجة لزيادة الانفاق الحكومي على أوجه النشاط الاقتصادي المختلفة، فقد عاودت السيولة المحلية الارتفاع في عام 2016 ليبلغ معدل نموها 18.6% مقارنة بـ 10% في عام 2010. ولإضفاء مزيد من المرونة في إدارة السيولة، فقد قام البنك المركزي المصري في أول مارس 2018 باستحداث أسلوب جديد لحساب معدل العائد على عمليات ربط الودائع التي يجريها بصورة دورية من خلال تطبيق آلية ربط الودائع بآجالها المختلفة بعائد متغير مرتبط بالكريدور [1] بما يسمح بتغيير معدل العائد خلال أجل العملية مع قرارات تعديل معدلات العائد في إطار الكريدور (البنك المركزي المصري، المجلة الاقتصادية 2018/2017، ص21).

ونظراً للجدل القائم بين الاقتصاديين والمفكرين من خلال النظريات الاقتصادية المختلفة المفسرة للطلب على النقود، واختلاف نتائج الدراسات النظرية والتطبيقية حول محددات الطلب على النقود وطبيعة العلاقة بينهما واتجاهها وشكل تأثيرها في الأجلين القصير والطويل، أضف إلى ذلك أن عدم استقرار دالة الطلب على النقود ينعكس سلباً فعالية السياسة النقدية، الأمر الذي يؤدى بدوره إلى اختلالات كبيرة على مستوى الاقتصاد ككل.

[1] أعلن البنك المركزي المصري في 2 يونية 2005، إطاراً تشغيلياً جديداً لتنفيذ السياسة النقدية يتمثل في Corridor System. ويشمل هذا النظام سعرين للعائد لليلة واحدة في تعاملات البنك المركزي مع البنوك أحدهما للإيداع والآخر للإقراض. ويمثل سعر عائد الإيداع الحد الأدنى لسعر الفائدة بالCorridor ، بينما يمثل سعر عائد الإقراض الحد الأقصى له.

وتأسيسا على ما سبق تتمثل مشكلة الدراسة في الإجابة على تساؤل رئيس مفاده:

كيف يمكن تحليل وقياس الطلب على النقود وفقاً للمفهومين الضيق والواسع للنقود (M1, M2) في مصر؟

وبناءً على ما سبق، تستهدف الدراسة تقدير دالة الطلب على النقود وفقاً للمفهومين الضيق والواسع للنقود (M1، M2) في مصر خلال الفترة (يناير 2005 – ديسمبر 2019)، وذلك من خلال اختبار **الفرضية التالية: توجد علاقة مستقرة في الأجل الطويل بين الطلب على النقود بمفهوميه الضيق M1 والواسع M2 من جهة وبين محدداتهما من جهة أخرى.**

ولاختبار هذه الفرضية تم اتباع المنهجين التحليلي والقياسي من خلال استخدام طريقة التكامل المشترك Cointegration باستخدام منهجية الحدود Bounds test. ومن ثم، تقوم الدراسة الحالية بتقدير نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lag (ARDL) والذي اقترحه (Pesaran and Shin, 1995) للاستخدام مع السلاسل الزمنية غير المستقرة، وطوره (Pesaran et al, 2001) وذلك لاختبار التكامل المشترك والعلاقة قصيرة وطويلة الأجل. ومن ثم، **فقد تم تقسيم البحث إلى أربعة أجزاء** يتناول الجزء الأول منها مراجعة لأهم النظريات والدراسات التطبيقية التي تناولت الموضوع محل الدراسة في حين يتناول الجزء الثاني عرضاً لمنهجية الدراسة. ويركز الجزء الثالث من الدراسة على استعراض أهم النتائج التي توصلت إليها الدراسة. وأخيراً، يهتم الجزء الرابع بعرض الخلاصة والتوصيات.

1- الطلب على النقود في النظرية الاقتصادية والأدبيات السابقة:

يعرف الطلب على النقود بأنه كمية النقود التي يرغب الأفراد أو الوحدات الاقتصادية في حيازتها في شكل سائل. ويتمثل الطلب على النقود أيضاً في الرغبة في الاحتفاظ بالنقود؛ بمعنى تفضيل النقود على غيرها من البدائل كشكل من أشكال الاحتفاظ بالثروة (Birtus, 2011, p771).

1-1 الطلب على النقود في النظرية الاقتصادية:

بمراجعة الأدبيات النظرية، قامت **نظرية كمية النقود** Quantity Theory بوضع علاقة طردية بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار **(MV = PT)** حيث(M) كمية النقود، (T) حجم المبادلات، (P) والمستوى العام للأسعار، (V) سرعة دوران النقود. وقد قام بعض الاقتصاديين بجامعة Cambridgeوعلى رأسهم Pigou بتطوير النظرية لتكون في صيغة الأرصدة النقدية Cash Balance Approach **($M_d = K PY$)** أي أن الطلب على النقود (M_d) يمثل نسبة ثابتة (K) من الدخل النقدي (PY). وبالتالى فإن صيغة الأرصدة النقدية تأخذ في الحسبان جانب الطلب على النقود، بحيث لا ينظر للنقود كوسيط للتبادل فقط كما قال Fisher بل أيضا كمخزن للقيمة بالأخذ في الاعتبار الطلب على النقود بدافعي المبادلات والاحتياط.

وقد أولت **النظرية الكينزية** اهتمامها لجانب الطلب على النقود بالتركيز على الدوافع التي تؤثر على قرارات الأفراد للاحتفاظ بها، فقد ميز Keynes بين ثلاثة دوافع أساسية للطلب على النقود وهي دافع المبادلات Transactions Motive، ودافع الاحتياط Precautionary Motive، ودافع المضاربة Speculation Motive، وأكد كينز على وجود علاقة طردية بين الطلب على النقود بدافعي المبادلات والاحتياط، والدخل. في حين يرتبط الطلب على النقود بدافع المضاربة مع سعر الفائدة بعلاقة عكسية توضحها الصيغة التالية: $\frac{Md}{p} = f(y, r)$ (خليل، 1994، ص 1398).

ويعتبر أهم ما تضمنه التحليل الكينزى أنه في حالة سيادة مستويات متدنية للغاية لسعر الفائدة، فإن الأفراد يتوقعون ارتفاعه في المستقبل، ومن ثم يفضلون الاحتفاظ بالنقود في صورة سائلة بدلاً من الاحتفاظ بها في صورة سندات، وهنا يكون الطلب على النقود تام المرونة عند المستويات المختلفة لأسعار الفائدة؛ وهذا ما أطلق عليه كينز مصيدة السيولة Liquidity Trap (Ahmed, 2011, p18) .

وقام اقتصاديو المدرسة النقدية الحديثة وعلى رأسهم Friedman بإحياء نظرية كمية النقود عن طريق صياغة دالة الطلب على النقود في شكل دالة سلوكية ترتبط أساساً بقواعد السلوك الرشيد وفقا لنظرية سلوك المستهلك، والتي تعتمد على المفاضلة بين العديد من الخيارات عند الاحتفاظ بالنقود في صورة سائلة، وعلاقة ذلك بالأشكال الأخرى للثروة. وتوصل Friedman إلى أن الثروة التي يُعبر عنها بمفهوم الدخل الدائم Permanent Income تمثل أحد المحددات الهامة في نموذج الطلب على النقود بالإضافة إلى العائد المتوقع على الأصول الأخرى كمقياس لتكلفة الفرصة البديلة للنقود والتي تتمثل في كل من الأصول النقدية (السندات)، والأصول المالية (الأسهم)، رأس المال العيني (السلع الإنتاجية)، والنسبة بين الثروة البشرية وغير البشرية. كما قامت هذه المدرسة بإضافة متغير هام وهو معدل التضخم المتوقع وتأخذ دالة الطلب على النقود عند فريدمان الصيغة التالية: $M = f(Y, r_b, r_e, \pi, w, i, p, T)$

وهكذا يمكن القول بأن الطلب على الأرصدة النقدية الاسمية (M) دالة في الدخل الدائم (Y)، والعائد المتوقع على السندات (r_b)، والعائد المتوقع على الأسهم (r_e)، والمعدل المتوقع للتضخم (π)، والنسبة بين الثروة البشرية وغير البشرية (w)، وسعر الفائدة (i)، والمستوى العام للأسعار (p)، وأذواق الأفراد وتفضيلاتهم (T) (أحمد وأحمد ،2015، ص189).

وقد حاول أتباع كينز تنقيح النظرية الكينزية من خلال تقديم نموذج المخزون العازل Buffer-Stock Model (BSM) الذي يعد جزءً من نماذج الصفقات Transaction Models والتي ترتكز على دافع المعاملات للاحتفاظ بالنقود (أي وظيفة النقود كوسيط للتبادل)، ونماذج الطلب على النقود بدافع الاحتياط Precautionary Demand Models، وقد توصل كل من Baumol (1952) و Tobin (1956) – رغم تناولهما لطلب النقود بدافع المبادلات استقلالا عن الأخر– إلى أن الطلب على النقود بدافع المبادلات لا يتأثر فقط بالدخل، بل يتأثر أيضاً بسعر الفائدة. وطبقا لهذه النظرية، فإن الطلب المثالي على الأرصدة النقدية الحقيقية بدافع المبادلات يرتبط بعلاقة طردية مع تكلفة الصفقات والدخل الحقيقي،

ويرتبط بعلاقة عكسية مع سعر الفائدة $m^* = \sqrt{(\alpha_0 y)/2r}$، ومن ثم فإن سعر الفائدة يعد أحد المحددات الهامة للطلب على النقود بدوافعه الثلاثة (أحمد وأحمد، 2015، ص ص 191-194).

وقد تم توسيع اسهامات Tobin و Baumol في الستينات والسبعينات من خلال عدد من الأبحاث وبالارتباط مع الاتجاه المتنامي حول تطوير الأسس الجزئية Microeconomic Foundations للاقتصاد الكلي، وقام الاقتصاديون في الثمانينات بتحويل مسار دراسات الطلب على النقود على أساس قرارات الاستهلاك والإنتاج لدى الشركات والأفراد، وذلك عن طريق نماذج متعددة مثل: نماذج تداخل الأجيال Overlapping-generations models، نماذج زمن التسوقShopping-time models، نماذج الدفع مقدماً Cash-in advance models، نماذج العودة إلى المخزون A return to the inventory models (إبراهيم، 2013، ص ص 56-59).

2-1 الجدل حول متغيرات دالة الطلب على النقود في الدراسات التطبيقية:

وبصفة عامة، فإنه يمكن تقسيم محددات الطلب على النقود إلى مجموعتين رئيستين، تتضمن المجموعة الأولى نوعين من المتغيرات الرئيسية ويتمثل النوع الأول منها في: **متغيرات الحجم أو مستوى النشاط الإقتصادي scale variables** والتي ترتبط بأثر الدخل ويُعد الناتج المحلى الإجمالى Gross Domestic Product (GDP) مؤشراً جيداً لحجم المعاملات، ويمكن استخدام مؤشرات أخرى مثل: الدخل القومي، والرقم القياسي للإنتاج الصناعي، والدخل الدائم، والاستهلاك الخاص، وحجم مبيعات التجزئة. أما النوع الثاني فهو عبارة عن **متغيرات تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود Opportunity Cost Variables** والتي ترتبط بأثر الإحلال بين الأصول ومن أمثلتها: سعر الفائدة، معدل التضخم، سعر الصرف، أسعار الفائدة الأجنبية. في حين تتمثل المجموعة الثانية في بعض المحددات غير الأساسية والمكونة من: المتغيرات الهيكلية Structure Variables مثل (عدد السكان، درجة الوعى المصرفي للمجتمع، عدد فروع البنوك، الإصلاح في النظام المصرفي) والمتغيرات الصورية أو الصماء Dummy Variables (الشمرى، 1988، ص202 & إبراهيم، 2013، ص63).

وتجدر الإشارة إلى أن هناك جدل حول المتغير التابع والمتغيرات المستقلة التي تدخل في دالة الطلب على النقود حيث يختلف اختيار متغيرات النشاط الإقتصادي وتكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود من دراسة لأخرى طبقاً للإطار النظري المستخدم، وكذلك الحال بالنسبة لتعريف النقود فيُلاحظ أن نظرية المبادلات تتعامل مع النقود على أنها وسيطاً للتبادل فقط وبالتالي تركز على المفهوم الضيق للطلب على النقود، في حين أن نظريات الأصول تنظر للنقود في شكل أوسع كجزء من مشكلة تنويع الثروة في محفظة الأصول المالية مما يعنى أنها تركز على السيولة والأمان إلى جانب الدخل النقدي المتولد من الأصول الأخرى بمحفظة الأوراق المالية، ومن ثم فإن نظريات الأصول تركز على المفهوم الواسع للطلب على النقود.

كما أن نظرية المبادلات تهتم بمفهوم الدخل للتعبير عن مستوى النشاط الاقتصادي، وسعر الفائدة قصير الأجل للتعبير عن تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود، وعلى الجانب الآخر تهتم نظريات الأصول

بمفهوم الثروة كمتغير يعبر عن الحجم، وتقترح استخدام العائد على الأصول المالية في الأجل الطويل كمتغير يعبر عن تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود (أحمد وأحمد، 2015، ص ص 195-196).

ويعتبر اختيار المتغير التابع في دالة الطلب على النقود مسألة تطبيقية تتوقف على أغراض التحليل حيث يمكن اختيار متغير الطلب على النقود وفقاً للمفهوم الضيق أو الواسع للنقود، ولا شك أن استخدام أياً من المفهومين كمتغير تابع في دالة الطلب على النقود يعطى نتائج مختلفة، وقد أثبتت الدراسات التي تمت باستخدام بيانات الدول النامية أن النماذج التي استخدمت المفهوم الضيق للنقود كانت أفضل من النماذج التي استخدمت المفهوم الواسع للنقود، وذلك بسبب ضعف النظام المصرفي والتطورات البطيئة التي يشهدها القطاع المالي (Sriram , 1999, P19).

أما **المتغيرات المستقلة في دالة الطلب على النقود** فمنها ما يعبر عن الحجم ممثلاً في مستوى النشاط الاقتصادي، وتركز نظرية المبادلات على مفهوم الدخل الجاري، في حين تركز نظريات الأصول على مفهوم الثروة ولكن يصعب حسابه؛ وذلك لعدم وجود بيانات كافية لتكوين سلاسل زمنية طويلة تعكس مقاييس كلية محددة للثروة إلا في حالتي الولايات المتحدة الأمريكية والمملكة المتحدة، أضف إلى ذلك أنه يمكن استخدام مفهوم الدخل الدائم كمتغير يعبر عن الثروة حيث يعتمد على بيانات الدخل الجاري وتيار الدخول المستقبلية المتوقعة، ويعد الناتج القومي الإجمالي GNP هو أكثر المقاييس المستخدمة للتعبير عن مستوى الدخل الجاري ولكن توجد بعض المشكلات التطبيقية التي تصاحب استخدامه حيث لا يأخذ في اعتباره التحويلات والمعاملات التي تتم في الأصول المالية والسلع الموجودة، بالإضافة إلى أنه يستبعد الصفقات الوسيطة، وتستخدم العديد من الدراسات متغير الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي للتعبير عن مستوى النشاط الاقتصادي، ومتغير الناتج القومي الصافي كبديل للناتج المحلى الإجمالي حيث لا توجد فروق معنوية بينهما عند التقدير (أحمد وأحمد، 2015، ص ص 199-201).

وتتكون **تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ** بالنقود من: العائد الذاتي من الاحتفاظ بالنقود نفسها، والعوائد على الأصول البديلة للنقود، ويتم مقارنة العائد على الأصول الحقيقية والمالية المحلية بالعائد على الأصول الأجنبية، وفي حالة الاقتصاد المغلق يتم استخدام العائد الذاتي على النقود والعائد على الأصول المالية المحلية. كما يتم استخدام معدل التضخم المتوقع كمتغير تقريبي للعائد على الأصول المحلية الحقيقية، أما في حالة الاقتصاد المفتوح يتم إدراج العائد على الأصول الأجنبية مثل سعر الفائدة الأجنبي أو سعر الصرف. وبناء عليه تتمثل متغيرات تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود في (أسعار الفائدة المحلية، المعدل المتوقع للتضخم، أسعار الفائدة الأجنبية، سعر الصرف). وبالرغم من أن النظرية الاقتصادية تشير إلى أنه يجب تضمين كافة المتغيرات عند تقدير دالة الطلب على النقود، إلا أنه عند التطبيق يتم استخدام توليفات من هذه المتغيرات، ويعتمد اختيار هذه التوليفات على تطور الاقتصاد الكلى، وحالة القطاع المالي المحلى، والمدى الزمنى الذي وصل إليه تحرير سعر الفائدة، وكذلك درجة الانفتاح الاقتصادى، ومدى توافر البيانات (أحمد وأحمد، 2015، ص 208).

وفيما يتعلق بمتغير سعر الصرف، فإن أثره قد يكون موجباً أو سالباً في التأثير على الطلب على الأرصدة النقدية المحلية وذلك على النحو التالي: يؤدي ارتفاع سعر الصرف (أي ارتفاع قيمة العملة الأجنبية مقابل العملة المحلية) إلى زيادة القيمة المحلية للأصول الأجنبية مما قد يؤدي إلى قيام الأفراد ببيع هذه الأصول الأجنبية لتحقيق مكاسب رأسمالية. وفي هذه الحالة يزداد الطلب على الأرصدة النقدية المقومة بالعملة المحلية وتكون مرونة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالنسبة لتغيرات سعر الصرف موجبة وهو ما يعرف بأثر الثروة Wealth effect. وعلى الجانب الأخر، قد يؤدي ارتفاع قيمة العملة الأجنبية إلى زيادة توقعات الأفراد بأن سعر الصرف سيشهد المزيد من الارتفاع مما يدفعهم للاحتفاظ بالمزيد من العملات الأجنبية أو يشترونها لأغراض المضاربة. ويؤدي ذلك إلى انخفاض الطلب على العملة المحلية مما يعني أن مرونة الطلب على الأرصدة النقدية المحلية بالنسبة لتغيرات سعر الصرف تكون سالبة. ويطلق على هذه العلاقة أثر إحلال العملة الأجنبية Substitution Effect أو فرضية التوقعات Expectation Hypothesis (Mahmood & Alkhateeb, 2018).

1-3 الدراسات التطبيقية لتقدير دالة الطلب على النقود:

تم تقسيم الدراسات السابقة التي تناولت موضوع الطلب على النقود إلى أربع مجموعات؛ تناولت **المجموعة الأولى** محددات الطلب على النقود وفقاً للمفهوم الضيق للنقود M1، واهتمت **المجموعة الثانية** بمحددات الطلب على النقود وفقاً للمفهوم الواسع للنقود M2، وقامت **المجموعة الثالثة** بتقدير الطلب على النقود وفقاً للمفهوم الأوسع للنقود M3 ، وأخيرا ركزت المجموعة الرابعة على تقدير دالة الطلب على النقود وفقاً للمفهومين الضيق والواسع للنقود معاً M1، M2؛ وفيما يلى يتم عرض هذه المجموعات المختلفة من تلك الدراسات:

<u>**المجموعة الأولى: بعض الدراسات التي تناولت محددات الطلب على النقود وفقاً للمفهوم الضيق للنقود M1:**</u>

اهتمت دراسة **(Bae and Dejon, 2005)** بتحليل سلوك الطلب على النقود في الولايات المتحدة الأمريكية خلال الفترة (1900- 1997)، واستخدمت هذه الدراسة أسلوب التكامل غير الخطى لتقدير دالة الطلب على النقود وفقاً للصيغتين اللوغاريتمية والخطية، وتوصلت إلى وجود علاقة غير خطية بين الطلب على النقود وسعر الفائدة، وعدم استقرار دالة الطلب على النقود خلال فترة الدراسة، ورأت صلاحية استخدام النموذج اللوغاريتمي في التنبؤ.

أما دراسة **(Kumar et al, 2010)** فقد اختبرت استقرار دالة الطلب على النقود في نيجيريا خلال الفترة (1960 – 2008)، وتوصلت إلى استقرار دالة الطلب على النقود خلال فترة الدراسة، بالإضافة إلى أن إشارات معاملات مرونة الطلب على النقود بالنسبة للمتغيرات المستقلة جاءت متفقة مع النظرية الاقتصادية، واستنتجت وجود تقلبات كبيرة في مستويات الناتج في حالة عدم استخدام الكتلة النقدية كإحدى أدوات السياسة النقدية.

وقد هدفت دراسة (**عبد اللطيف، 2014**) إلى تحليل الطلب على النقود في مصر خلال الفترة (1981 – 2011). مستخدمة نموذج الانحدار الذاتى (VAR)، ونموذج تصحيح الخطأ (ECM) وذلك لتقدير الطلب على النقود في الأجل القصير، وتوصلت هذه الدراسة إلى أن المتغيرات المستقلة مجتمعة تفسر ما نسبته 94% من التغيرات التي تحدث في دالة الطلب على النقود في مصر، ووجدت أن سعر الصرف هو الأكثر تأثيراً في سلوك الطلب على النقود في الأجل الطويل يليه التضخم ثم الدخل ثم سعر الفائدة وأخيرا معدل دوران النقود، أما في الأجل القصير فقد جاء التضخم كأكثر المتغيرات تأثيراً يليه سعر الصرف، فسعر الفائدة، فمعدل دوران النقود وكان التأثير الأقل للدخل. كما توصلت الدراسة إلى استقرار دالة الطلب على النقود في الأجل الطويل خلال فترة الدراسة.

وقامت دراسة (**Kjosevski et al, 2016**) ببحث مدى استقرار الطلب الحقيقي على النقود في دول البلقان خلال الفترة (الربع الأول 2005 – الربع الرابع 2011)، واستخدمت طريقة المربعات الصغرى الديناميكية (DOLS)، وتوصلت هذه الدراسة إلى أن العلاقة مستقرة بين الطلب على النقود ومحدداته فيما عدا الفترة من نهاية عام 2012 وبداية عام 2013 وذلك بسبب أزمة الديون الأوروبية التي أدت إلى زيادة الطلب على العملة المحلية، وقد جاءت إشارة معامل التضخم مخالفة للنظرية الاقتصادية وذلك لمحدودية توفر الأصول البديلة.

وأخيراً، هدفت دراسة (**Nyumuah, 2017**) إلى تقدير مرونة الطلب على النقود تجاه أسعار الفائدة في (8) دول إفريقية (نيجيريا، مالي، أنجولا، كينيا، غامبيا، غينيا الاستوائية، غينيا بيساو، وأوغاندا) خلال الفترة (1998– 2012) وذلك لتحديد فعالية السياسة النقدية بتلك الاقتصادات، وتوصلت الدراسة إلى عدم مرونة الطلب على النقود في الأجل القصير ومرونته في الأجل الطويل، وبالتالى فإن السياسة المالية أكثر فعالية من السياسة النقدية في الأجل الطويل ومن ثم فقد أوصت بضرورة الإعتماد على أدوات السياسة المالية في تلك الدول.

المجموعة الثانية: بعض الدراسات التي تناولت محددات الطلب على النقود وفقاً للمفهوم الواسع للنقود M2:

قامت دراسة (**Tang, 2007**) بتقدير دالة الطلب على النقود في اليابان خلال الفترة (الربع الأول 1960 – الربع الثاني 2007)، مستخدمة نموذج الانحدار الذاتى لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL)، وتوصلت الدراسة إلى عدم استقرار دالة الطلب على النقود، وذلك بسبب التغيرات التي شهدتها السياسة النقدية باليابان خلال فترة الدراسة.

وهدفت دراسة (**Valadhkani, 2008**) إلى تقدير دالة الطلب على النقود في الأجل الطويل لدول الباسفيك (الصين، اليابان، ماليزيا، الفلبين، سنغافوره، وفيجى) خلال الفترة (1975 – 2002)، وتوصلت إلى أن إشارات معاملات المتغيرات المستقلة في الأجل الطويل تتفق مع النظرية الاقتصادية، كما تعكس دالة الطلب على النقود في الأجل القصير وجود ظاهرتى الإحلال النقدي وانتقال رؤوس الأموال وانعدامهما في الأجل الطويل، ووجدت الدراسة أن مرونة الطلب على النقود بالنسبة للدخل وفقا

لدالتي الأجل القصير والطويل لكل دولة على حدة وللدالة التجميعية تزيد عن الوحدة، مما يعني انطباق نظرية فريدمان للطلب على النقود.

وقامت دراسة (**Eslami-Bidgoli et al, 2010**) بتقدير والتنبؤ بسلوك دالة الطلب على النقود في إيران خلال الفترة (الربع الثالث 1979– الربع الثاني 2006)، مستخدمة أسلوب جوهانسن للتكامل المشترك، وتوصلت الدراسة إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين الطلب على النقود وكافة المتغيرات المستقلة، في حين جاءت مرونة الطلب على النقود بالنسبة للدخل مخالفة للنظرية الاقتصادية. فضلاً عن التأثير الإيجابي لارتفاع سعر النفط على الطلب على النقود في الأجل الطويل.

واهتمت دراسة (**لطفي و إبراهيم، 2012**) بتحليل سلوك دالة الطلب على النقود في مصر واختبار مدى استقرارها، باستخدام بيانات ربع سنوية للفترة (1991 – 2010)، واستخدمت الدراسة منهجية التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، وتوصلت إلى وجود علاقة موجبة في الأجل الطويل بين كل من الدخل الحقيقي والتضخم، والطلب على النقود، وعلاقة سالبة بين سعر الفائدة، سعر الصرف، والطلب على النقود، فضلاً عن استقرار الطلب على النقود.

أما دراسة (**Hamdi et al, 2015**) فقد حللت سلوك دالة الطلب على النقود لـ (6) دول من دول مجلس التعاون الخليجي GCC (الكويت، السعودية، البحرين، الإمارات، عمان، قطر) خلال الفترة (1980 – 2011)، واستخدمت الدراسة منهجية التكامل المشترك لجوهانسن، وسببية جرانجر، وتوصلت إلى وجود علاقة مستقرة وطويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة لكافة الدول، بالاضافة إلى وجود علاقة سببية ثنائية الإتجاه بين الطلب على النقود والدخل الحقيقي وفقاً للنموذج التجميعي، وعلاقة سببية أحادية الإتجاه من (M2 إلى الدخل) في النموذج الخاص بكل دولة على حدة، وأن الدخل له تأثير في تفسير سلوك دالة الطلب التجميعية وانعدام التأثير لمتغير سعر الصرف في تفسير سلوك الدالة.

وفي إطار السعي نحو التأكيد على نتائج دراسة (Tang, 2007)، قامت دراسة (طريح، 2015) باختبار مدى استقرار دالة الطلب على النقود في مصر خلال الفترة (2003 – 2013)، مستخدمة منهجية التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، وتوصلت إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الطلب على النقود، وتغيرات سعر الصرف، ومعدل التضخم، ومؤشر سوق المال، ومستوى الدخل. أما تغيرات سعر الفائدة ومعدل العائد على أذون الخزانة فتلعب دوراً متواضعا. كما أظهرت نتائج اختبار (ECM) أن تصحيح الاختلالات قصيرة الآجل لدالة الطلب على النقود في مصر تجاه التوازن طويل الآجل يتطلب مرور نحو 15 شهراً. وهو ما يدل على بطء آلية تعديل الاختلالات. وأظهرت نتائج اختبارات CUMSUMQ و Residuals Recursive للاستقرار، وجود بعض الانكسارات الهيكلية لدالة الطلب على النقود خلال بعض السنوات للفترة (2005–2009)، ويصل لأقصاه خلال الفترة (2011–2012).

وعلى الجانب الآخر، فقد توصلت دراسات كل من (**Hassan et al, 2016**) عن باكستان خلال الفترة (1972–2013)، و(**عابد،2017**) عن الجزائر خلال الفترة (1970–2015)، و(**الديغة،**

2018) عن ليبيا خلال الفترة (1970-2010) إلى أن إشارة المعلمات المقدرة قد جاءت متفقة مع النظرية الاقتصادية، فضلاً عن استقرار الطلب على النقود في الأجل الطويل، وفي ضوء تلك النتائج، أوصت تلك الدراسات بضرورة التنسيق بين السياستين المالية والنقدية، بالاضافة إلى الاستقلالية الكاملة للبنوك المركزية بالكيفية التي تمكنها من تصميم وتنفيذ السياسة النقدية المرجوة.

المجموعة الثالثة: بعض الدراسات التي تناولت محددات الطلب على النقود وفقاً للمفهوم الأوسع للنقود M3:

قامت دراسة **(Kim, 2014)** بتحليل وتقدير دالة الطلب على النقود في كوريا الجنوبية خلال الفترة (1965 – 2009). واستخدمت منهجية التكامل المشترك وسببية جرانجر لتقدير الدالة وفقاً للصيغة اللوغاريتمية، وتوصلت الدراسة إلى عدم استقرار دالة الطلب على النقود خلال فترة الدراسة، فضلاً عن وجود انحرافات هيكلية في عامي (1997، 2000) وأرجعت الدراسة تلك الانحرافات إلى الأزمة الأسيوية والإبتكارات المالية خلال هذين العامين، بالاضافة إلى تحرير القطاع المصرفي والتحول إلى نظام التعويم المدار لسعر الصرف.

وقد سعت دراسة **(ALrasasi, 2016)** إلى اختبار استقرار الطلب على النقود في المملكة العربية السعودية خلال الفترة (الربع الثالث 1993 – الربع الأول 2015). وتوصلت إلى استقرار دالة الطلب على النقود في المدى الطويل، واتفاق تقديرات المعلمات للعلاقة طويلة الأجل مع توقعات النظرية الاقتصادية حيث ارتبط ارتفاع الدخل بنسبة 1% بزيادة الطلب على النقود بنسبة 2.47%. ومن ناحية أخرى، انخفض الطلب على النقود بنسبة 0.15% وذلك بسبب زيادة سعر الفائدة بنسبة 1% كما انخفض الطلب على النقود بنسبة 0.5% عندما ارتفع سعر الصرف الفعلي بنسبة 1%.

المجموعة الرابعة: بعض الدراسات التي تناولت محددات الطلب على النقود وفقاً للمفهومين الضيق والواسع للنقود M1، M2:

قامت دراستي **(Bahmani-Oskooee and Bahmani, 2015)** عن الصين خلال الفترة (الربع الأول 1983-الربع الرابع 1989) و **(Daniele et al, 2017)** عن إيطاليا خلال الفترة (1861-2011) بتقدير الطلب على النقود وفقاً للمفهومين الضيق والواسع للنقود M1، M2. مستخدمتين نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL)، وتوصلتا إلى استقرار دالة الطلب على النقود في الدول محل الدراسة وفقاً للمفهوم الضيق للنقود (M1)، وعدم استقرار هذه الدالة وفقاً للمفهوم الواسع للنقود (M2)، وذلك بسبب التطورات التي شهدها النظام النقدي والمصرفي.

وعلى الجانب الآخر، توصلت دراسات كل من **(Samreth, 2008)** عن كمبوديا خلال الفترة (1994-2006) و **(البسام، 2009)** عن المملكة العربية السعودية خلال الفترة (1975-2007) و**(الزيود والسواعي، 2010)** عن الأردن لبيانات ربع سنوية خلال الفترة (1992-2005) إلى استقرار دالة الطلب على النقود في الدول محل الدراسة، وذلك وفقاً للمفهومين الضيق والواسع للنقود M1، M2 معاً. وأن تغيرات سعر الصرف تعكس ظاهرة الإحلال النقدي في الأجل الطويل.

ويمكن تلخيص أهم نتائج الدراسات السابقة في النقاط التالية:

- اعتمدت الدراسات السابقة على النماذج القياسية لتقدير دالة الطلب على النقود، ويرى البعض أن الصيغة اللوغاريتمية هى الأنسب للتقدير، وذلك لأن اقتران تلك الصيغة بالمشاكل القياسية أقل حدة مقارنة بالصيغ الأخرى البديلة، كما أن معاملات المتغيرات المستقلة المقدرة وفقاً للصيغة اللوغاريتمية تعبر عن مرونات الطلب على النقود لكل متغير بصورة مباشرة.
- توصلت دراسات كل من (Bae and Dejong, 2005)، (Tang, 2007)، (Kim, 2014)، (طريح، 2015) إلى عدم استقرار دالة الطلب على النقود في الدول محل الدراسة، في حين توصلت معظم الدراسات الأخرى إلى استقرار دالة الطلب على النقود.
- وجدت معظم الدراسات علاقة تكامل مشترك بين الطلب على النقود ومحدداته.
- جاءت إشارة معلمات المتغيرات المستقلة في دالة الطلب على النقود متفقة مع النظرية الاقتصادية في أغلب الدراسات.
- توصلت دراسة (طريح، 2015) إلى بطء آلية التعديل في نموذج تصحيح الخطأ ECM، وهو ما يعنى أن تصحيح الاختلالات قصيرة الآجل لدالة الطلب على النقود في مصر تجاه التوازن طويل الآجل يتطلب فترة زمنية طويلة.
- **في إطار السعي نحو إبراز الجدل حول المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة التي تدخل في دالة الطلب على النقود في الدراسات السابقة** يُلاحظ أن دراسات كل من (Oskooee and Bahmani, 2007)، (Valadkhani, 2008)، (الزيود والسواعى، 2010)، (Nyumuah, 2017) اتفقت حول اختيار المتغيرات المستقلة (الناتج المحلى الإجمالي، سعر الفائدة، معدل التضخم)، ولكنها اختلفت حول اختيار المتغير التابع في الدالة. وعلى الجانب الآخر فقد اتفقت دراسات كل من (Hassan et al, 2016)، (ALrasasi, 2016)، (عابد، 2017)، (الديغة، 2018) حول اختيار المتغير التابع (الطلب على النقود بالمفهوم الواسع M2)، واختلفت حول اختيار المتغيرات المستقلة لدالة الطلب على النقود.

وبالنسبة لنتائج الدراسات التطبيقية للطلب على النقود في الاقتصاد المصرى يُلاحظ أن دراستي (لطفي وإبراهيم، 2012) و(طريح، 2015) توصلتا إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين الطلب على النقود وفقا للمفهوم الواسع ومحدداته على الرغم من اختلاف فترة الدراسة في كل منهما، كذلك وجدت دراسة (طريح ، 2015) أن الطلب على النقود في مصر غير مستقر خلال الفترة (2011-2013)، في حين وجدت دراسة (لطفي وإبراهيم، 2012) أن الطلب على النقود في مصر مستقر وذلك خلال الفترة (1991 – 2010)، مما يعنى صلاحية M2 كهدف وسيط للسياسة النقدية في مصر خلال تلك الفترة. وتأكيدا على نتائج دراسة (لطفي وإبراهيم، 2012) توصلت دراسة (عبد اللطيف، 2014) إلى استقرار دالة الطلب على النقود وفقا للمفهوم الضيق للنقود في الأجل الطويل في مصر وذلك خلال الفترة (1981 – 2011).

وتختلف الدراسة المقترحة عن الدراسات السابقة في الأخذ في الاعتبار أثار تطبيق مصر لبرنامج الإصلاح الاقتصادي الشامل منذ نوفمبر 2016 على استقرار دالة الطلب على النقود.

2- منهجية الدراسة:

تستهدف الدراسة الحالية تقدير المعلمات الخاصة بدالة الطلب على النقود، ومن ثم تحديد العوامل التي تؤثر في الطلب على النقود في مصر، فضلاً عن تحديد الأهمية النسبية لكل منها سواء في الأجل الطويل أو الأجل القصير وذلك خلال الفترة (يناير 2005- ديسمبر 2019)، وكذلك دراسة مدى تأثير برنامج الاصلاح الاقتصادي الشامل في نوفمبر 2016 على الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية. ومن ثم فقد تم تقسيم هذا الجزء إلى أربعة أقسام يهتم القسم الأول منهم بتحديد متغيرات النموذج ومصادر الحصول على البيانات بينما يهتم الجزء الثاني باستعراض الإطار النظري لاختبارات جذر الوحدة التي يتم استخدامها في تحديد درجة تكامل المتغيرات الداخلة في النموذج. ويختص الجزء الثالث باستعراض منهجية التكامل المشترك لاختبار الحدود واستعراض الإطار النظري لنموذج الانحدار الذاتي بفترات إبطاء موزعة في حين يهتم الجزء الرابع والأخير بعرض الاختبارات المستخدمة لتقييم مدى استقرارية النماذج المقدرة.

2-1 تحديد متغيرات النموذج ومصادر الحصول على البيانات:

تعتمد الدراسة الحالية على تقدير نموذجين للطلب على النقود وهما الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الضيق للنقود والطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الواسع للنقود. وتتمثل أهم المتغيرات المستقلة المستخدمة في تقدير هذه النماذج في كل من:

أ- متغير مستوى النشاط الإقتصادي: الناتج الصناعي الحثيث (IPI).

ب- متغيرات الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود وتشمل كل من: سعر الفائدة على الإقراض بين البنوك لليلة واحدة (IR)، سعر صرف الجنية المصري مقوماً بالدولار الأمريكي (EX)، معدل التضخم المتوقع (CPI).

وقد استخدمت الدراسة متغيراً هيكلياً (DUM) ليعكس تأثير برنامج الاصلاح الاقتصادي الشامل في نوفمبر 2016. وتستخدم الدراسة بيانات شهرية للفترة (يناير 2005- ديسمبر 2019)، وقد تم الحصول على تلك البيانات من (النشرة الشهرية للبنك المركزي المصري، قاعدة بيانات البنك الدولي، وقاعدة بيانات صندوق النقد الدولي).

وبناءً على التحليل الاقتصادي لدالة الطلب على النقود وواقع الاقتصاد المصري، ومصادر النظرية النقدية سالفة الذكر، يمكن صياغة النموذج القياسي لمحددات الطلب على النقود في مصر – لأي من المفهومين الضيق أو الواسع للنقود- وتحديد توقعات إشارات المعلمات المقدرة للنموذج وفقاً للمعادلة التالية:

$$RMD = f(IPI, IR, EX, CPI, DUM) \quad (1)$$

$$+ \quad - \quad +/- \quad - \quad +/-$$

حيث إن: RMD هي الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهومين الضيق والواسع.

وقد أثبتت معظم الدراسات أن الصيغة اللوغاريتمية هى الأنسب في التقدير، وذلك لعدة أسباب أهمها: أنها تساعد على موافاة افتراض خطية الدالة لاستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) في التحليل

القياسي، كما تتسم نتائجها بجودة توفيق عالية (Superior Fit)، نظرا لتحقيقها أقل خطأ معياري للبواقي مقارنة بالأشكال الأخرى للدوال. وبالإضافة لذلك فإن المعلمات المقدرة في هذا الشكل تمثل المرونات، الأمر الذي يسهل تحديد التأثير النسبي لكل متغير مستقل على المتغير التابع دون التأثر بوحدات القياس الخاصة بكل متغير. ومن ثم، فقد استخدمت الدراسة الحالية جميع المتغيرات في الصورة اللوغاريتمية باستثناء متغير سعر الفائدة (نجا، 2016، ص 15).

2-2 اختبارات جذر الوحدة:

تعاني أغلب السلاسل الزمنية من عدم الاستقرار (عدم السكون)، بمعنى وجود اتجاه عام بين المتغيرات يجعلها تتغير في نفس الاتجاه بالرغم من عدم وجود علاقة حقيقية تربط بينها. وهو ما يُسمى بجذر الوحدة ويُقصد به وجود ارتباط بين كل من متوسط وتباين السلسة الزمنية عبر الزمن، ويترتب على استخدام المتغيرات غير الساكنة في صورة المستويات Levels ظهور مشكلة الانحدار الزائف Spurious Regression، ومن ثم مشكلات في التحليل والاستدلال القياسي بسبب صعوبة نمذجة تلك السلاسل الزمنية غير المستقرة. ومن المؤشرات الدالة على وجود انحدار زائف، ارتفاع قيمة كل من معامل التحديد R^2، والمعنوية الإحصائية للمعلمات المقدرة، ووجود ارتباط ذاتي (سلسلي) بين الأخطاء Serial Autocorrelation (عابدين، 2013، ص110 & Adkins & Carter, 2011, p 391).

ويعتبر اختبار استقرارية السلاسل الزمنية اختبار استباقي pre-test من أجل ضمان سلامة السلاسل الزمنية بالإضافة إلى واقعية النتائج التي يتم الحصول عليها بعد مرحلة التقدير، من ناحية، ومن ناحية أخرى يعتبر المتغير ساكناً إذا توافرت فيه الشروط التالية (عطية، 2004، ص 623 & Gujarati, 2005, p 797):

1. ثبات متوسط القيم عبر الزمن: $E(Yt) = \mu$ (2)
2. ثبات التباين عبر الزمن: $Var\ (Y_t) = E(Y_t - \mu)2 = \sigma2$ (3)
3. قيمة التغاير (Cov) بين فترتين زمنيتين (y1 ,y2) تعتمد فقط على الفجوة الزمنية بين الفترتين وليس على الفترة الزمنية الحقيقية التي تم حساب التغاير فيها، وتأخذ الصورة التالية:

$$Cov\ (Y_t\ , Y_{t-k}) = E\left[(Y_{t-\mu})(Y_{t-k} - \mu)\right] = Y_k \qquad (4)$$

حيث إن: (μ): إلى الوسط الحسابي، (σ2): التباين، (Cov): التغاير أو معامل التباين المشترك.

وتهدف اختبارات جذر الوحدة إلى فحص خصائص السلسلة الزمنية لكل متغير من متغيرات الدراسة خلال الفترة الزمنية للمشاهدات، والتأكد من مدى استقرارها، وتحديد درجة تكامل كل متغير على حدة؛ فإذا كانت السلسلة الزمنية مستقرة في المستوى الأصلي، تكون متكاملة من الدرجة الصفرية I(0)، وإذا استقرت بعد أخذ الفرق الأول، فإن السلسلة الأصلية تكون متكاملة من الدرجة الأولى I(1)، أما إذا استقرت بعد أخذ الفرق الثاني، فإن السلسلة الأصلية تكون متكاملة من الدرجة الثانية I(2) (عطية، 2004، 670).

ومن أهم الاختبارات المستخدمة للتعرف على درجة تكامل السلسلة الزمنية (أي عدد المرات التي يستلزم أخذ الفروق حتى تصبح السلسلة الزمنية ساكنة) اختبار ديكي فولر الموسع Augmented Dicky Fuller (ADF)، وتتمثل فرضية العدم في وجود جذر الوحدة (أي أن السلسلة الزمنية غير ساكنة Nonstationary)، في حين تتمثل الفرضية البديلة في عدم وجود جذر الوحدة بمعنى أن السلسلة الزمنية ساكنة stationary. وبعبارة أخرى، فإن فرضية العدم التي يتم اختبارها في المعادلات (5)، (6)، (7) تنص على أن معامل الانحدار الذاتي ρ للسلسلة الزمنية y_t يساوي الواحد ($\rho = 1$)، وهو ما يعني أن السلسلة الزمنية y_t غير ساكنة. في حين أن الفرضية البديلة تعني أن ρ يختلف معنوياً عن الواحد ($\rho \neq 1$) مما يعني أن السلسلة الزمنية y_t ساكنة وبالتالي يمكن استخدامها في التقدير دون التخوف من مشكلة الانحدار الزائف. (عبد الفتاح، 2020، ص 95).

ويترتب على قبول فرضية العدم ($\rho = 1$)، الانتقال إلى إجراء نفس الاختبار ولكن بعد أخذ الفروق الأولى First Differences أي أن $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$، فإذا ما تم رفض فرضية العدم، يكون الفرق الاول للسلسلة الزمنية مستقر ومتكامل من الدرجة I(0)، في حين تكون السلسلة الزمنية الأصلية متكاملة من الدرجة I(1). وفي المقابل إذا تم قبول فرضية العدم، يتم إجراء نفس الاختبار ولكن بعد أخذ الفرق الثاني (2nd difference) للسلسلة الزمنية، وإذا تم رفض فرضية العدم، فإن السلسلة الزمنية تكون متكاملة من الدرجة الثانية I(2).

$$y_t = \rho\, y_{t-1} + u_t \qquad (5)$$

$$y_t = \delta + \rho y_{t-1} + u_t \qquad (6)$$

$$y_t = \delta + \rho y_{t-1} + \alpha T + u_t \qquad (7)$$

تمثل (y_t): السلسلة الزمنية محل الإهتمام، (u_t): حد الخطأ المتعلق بالشوشرة White noise error term وهو متغير عشوائي له وسط حسابي يساوي صفر، وتباين يساوي الواحد الصحيح. وإذا ما تم قبول فرضية العدم أي أن ($\rho = 1$) فإن ذلك يعني إحدى ثلاث حالات هي (عابدين، 2013، ص 111):

1- تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة مع عدم وجود جنوح للاتجاه العشوائي Stochastic Trend Without Drift، وهو ما توضحه المعادلة رقم (5). ويطلق على العملية العشوائية المولدة للسلسلة الزمنية في هذه الحالة "المشية العشوائية البسيطة Pure Random Walk".

2- تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة مع وجود جنوح للاتجاه العشوائي Stochastic Trend With Drift، وهو ما توضحه المعادلة رقم (6). ويطلق على العملية العشوائية المولدة للسلسلة الزمنية في هذه الحالة "المشية العشوائية مع الجنوح Random Walk With Drift" ويعني ذلك وجود ميل للسلسلة الزمنية للتحرك لأعلى ولأسفل (حسب إشارة معلمة الجنوح δ) نتيجة لآثار الصدمات العشوائية فقط، فإذا كانت هذه الاشارة موجبة فإن السلسلة الزمنية تتقلب عشوائيا حول قيمة δ مع

وجود اتجاه نحو الزيادة، أما إذا كانت إشارة معلمة الجنوح سالبة، فإن السلسلة الزمنية تتقلب عشوائيا حول قيمة δ مع وجود اتجاه نحو الانخفاض.

3- تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة مع وجود كل من الاتجاه العشوائي والاتجاه القطعي Deterministic Trend (ويمثل معامل الزمن α الاتجاه القطعي)، وهو ما توضحه المعادلة رقم (7).

3-2 منهجية التكامل المشترك باختبار الحدود ونموذج الانحدار الذاتي بفترات الإبطاء الموزعة:

يعد نموذج الانحدار الذاتي بفجوات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lag (ARDL) والذي اقترحه (Pesaran and Shin, 1995) و قام بتطويره (Pesaran et al, 2001) واحداً من أكثر نماذج الانحدار الديناميكية شيوعًا في دراسات الاقتصاد القياسي حيث يفترض أن قيمة المتغير التابع عند نقطة زمنية معينة عبارة عن دالة في كل من القيم الحالية والمبطأة للمتغيرات المستقلة فضلاً عن القيم السابقة أو المبطأة للمتغير التابع نفسه كما هو موضح بالمعادلتين رقم (8) و (9). **ويرجع اختيار هذا النموذج إلى المزايا التي يتسم بها عن غيره من النماذج القياسية وهي كالآتي: (Pesaran et al, 2001, pp 289-326)**

1- يمكن أن يستخدم بغض النظر عن درجة تكامل المتغيرات سواء كانت من الدرجة I(0) أو الدرجة I(1)، أي أن اختبار ARDL يمكن تطبيقه بغض النظر عن خصائص السلسة الزمنية إذا كانت مستقرة عند مستوياتها، أو عند الفرق الأول، ولكن يجب ألا يكون أحد المتغيرات متكاملا من الدرجة I(2) فأعلى.

2- يأخذعدداً كافياً من فترات التباطؤ الزمني للحصول على أفضل مجموعة من البيانات من نموذج الإطار العام.

3- يعطي أفضل النتائج للمعلمات في الأجل الطويل، ويمكن الاعتماد على اختبارات التشخيص بشكل كبير.

4- يمكن الحصول من نموذج ARDL على نموذج تصحيح الخطأ عن طريق التحويل الخطي البسيط، حيث يساعد نموذج تصحيح الخطأ في قياس العلاقة قصيرة الأجل بين متغيرات النموذج.

5- يتمتع نموذج ARDL بخصائص أفضل في حالة السلاسل الزمنية القصيرة، وتكون نتائجه جيدة في حالة العينات صغيرة الحجم، وهذا عكس معظم اختبارات التكامل المشترك التقليدية التي تتطلب حجم كبير للعينة للحصول على النتائج الأفضل.

وعلي هذا الأساس يمكن قياس العلاقة في الأجلين القصير والطويل وفقاً لنموذج (ARDL) للطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية (M1, M2) كما في الصيغتين التاليتين:

1- نموذج محددات الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية وفقاً للمفهوم الضيق للنقود (RMd1):

$$\Delta \text{RMd1}_t = c + \sum_{i=1}^{k_1} \beta_{1i} \Delta \text{RMd1}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i} \Delta \text{IPI}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_3} \beta_{3i} \Delta \text{IR}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_4} \beta_{4i} \Delta \text{EX}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_5} \beta_{5i} \Delta \text{CPI}_{t-i} + \beta_6 DUM + \lambda_1 \text{RMd1}_{t-1} + \lambda_2 \text{IPI}_{t-1} + \lambda_3 \text{IR}_{t-1} + \lambda_4 \text{EX}_{t-1} + \lambda_5 \text{CPI}_{t-1} + \lambda_6 \text{DUM} + \varepsilon_t \quad (8)$$

2- نموذج محددات الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية وفقاً للمفهوم الواسع للنقود (RMd2):

$$\Delta \text{RMd2}_t = c + \sum_{i=1}^{k_1} \beta_{1i} \Delta \text{RMd2}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i} \Delta \text{IPI}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_3} \beta_{3i} \Delta \text{IR}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_4} \beta_{4i} \Delta \text{EX}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_5} \beta_{5i} \Delta \text{CPI}_{t-i} + \beta_6 DUM + \lambda_1 \text{RMd2}_{t-1} + \lambda_2 \text{IPI}_{t-1} + \lambda_3 \text{IR}_{t-1} + \lambda_4 \text{EX}_{t-1} + \lambda_5 \text{CPI}_{t-1} + \lambda_6 \text{DUM} + \varepsilon_t \quad (9)$$

حيث:

- ترمز Δ : إلى الفروق الأولى، c : ثابت المعادلة.
- المعلمات β_6 : β_1: معلمات العلاقة قصيرة الأجل.
- المعلمات λ_6 : λ_1: معلمات العلاقة طويلة الأجل.
- K_6 : K_1 : عدد فترات الإبطاء المثلى
- ε_t : حد الخطأ العشوائي.
- RMd1: الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الضيق M1 .
- RMd2: الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الواسع M2.
- IPI: الرقم القياسي للناتج الصناعي.
- IR: سعر الفائدة على قروض الليلة الواحدة بين البنوك.
- EX: سعر الصرف.
- CPI: مؤشر التضخم المتوقع.
- DUM: متغير هيكلي يعبر عن برنامج الإصلاح الاقتصادي الشامل يأخذ القيمة صفر قبل تطبيق برنامج الاصلاح الاقتصادي الشامل في نوفمبر 2016 بينما يأخذ القيمة واحد بعد تطبيقه.

ولتطبيق منهجية التكامل المشترك باستخدام طريقة الحدود يستلزم أولا تحديد فترات الإبطاء المثلى بالاستناد إلى معياري Akaike (AIC)، Schwarz (SIC)، ويتبع ذلك إجراء التكامل المشترك بين المتغيرات الموضحة بالمعادلتين رقم (8)، و(9) من خلال اختبار فرضية العدم مقابل الفرضية البديلة كما يلي:

- **فرضية العدم:** عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة. أي أن:

$$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0$$

- **الفرضية البديلة:** وجود تكامل مشترك بين المتغيرات. أي أن:

$$H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq \lambda_5 \neq 0$$

ونظراً لأن اختبار F-test المستخدم في هذه المنهجية لا يتبع توزيعاً معيارياً، فقد قامت دراسة Pesaran et al (2001) بحساب مجموعتين من القيم الحرجة التي تستخدم في الحكم على وجود تكامل مشترك من عدمه. وتتمثل المجموعة الأولى من القيم الحرجة في الحد الأدنى التي تفترض أن جميع متغيرات الدراسة ساكنة أو متكاملة من الدرجة الصفرية I(0)، في حين تمثل المجموعة الثانية من القيم الحرجة قيم الحد الأعلى والتي تفترض أن جميع المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى I(1). ومن ثم، يمكن قبول أو رفض فرضية العدم طبقا للقواعد التالية:

1- إذا كانت القيمة المحسوبة لإحصائية F أكبر من القيمة الحرجة للحد الأعلى، يتم رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة مما يعني وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات.

2- إذا كانت القيمة المحسوبة لإحصائية F أقل من القيمة الحرجة للحد الأدنى، لا يمكن رفض فرضية العدم مما يعني عدم وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة.

3- إذا وقعت قيمة F-statistic المحسوبة بين القيم الحرجة للحدين الأدنى والأعلى، فتكون نتيجة الإختبار غير محسومة، ولا يمكن الجزم بوجود علاقة تناظر متكامل من عدمه (Ahmed & Ahmed, 2019).

ويترتب على ذلك، أنه في حالة رفض فرضية العدم والتأكد من وجود تكامل مشترك بين المتغيرات محل الدراسة يتم تحديد العلاقة طويلة الأجل كما يمكن تقدير كيفية تصحيح الاختلالات التي قد تنشأ في الأجل القصير من خلال تقدير نموذج تصحيح الخطأ الذي يوضح آلية تصحيح الاختلالات التي تطرأ على العلاقة التوازنية طويلة الأجل كما هو موضح بالمعادلتين رقم (10) و(11) مع العلم بضرورة أن تكون قيمة معلمة تصحيح الخطأ δ سالبة ومعنوية. مع العلم بأن EC_{t-1} تعبر عن سلسلة بواقي الانحدار الذي تم تقديره لعلاقة التكامل المشترك في الأجل الطويل.

$$\Delta \text{RMd1}_t = c + \sum_{i=1}^{k_1} \beta_{1i} \Delta \text{RMd1}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i} \Delta \text{IPI}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_3} \beta_{3i} \Delta \text{IR}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_4} \beta_{4i} \Delta \text{EX}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_5} \beta_{5i} \Delta \text{CPI}_{t-i} + \beta_6 DUM + \delta ECT_{t-1} + \epsilon_t \qquad (10)$$

$$\Delta \text{RMd2}_t = c + \sum_{i=1}^{k_1} \beta_{1i} \Delta \text{RMd2}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_2} \beta_{2i} \Delta \text{IP}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_3} \beta_{3i} \Delta \text{IR}_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_4} \beta_{4i} \Delta \text{EX}_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=0}^{k_5} \beta_{5i} \Delta \text{CPI}_{t-i} + \beta_6 DUM + \delta ECT_{t-1} + \epsilon_t \qquad (11)$$

2-4 اختبار استقرارية النموذج المقدر:

تتمثل الخطوة التالية لتقدير نموذج الانحدار الذاتي بفترات إبطاء موزعة في القيام بالتأكد من مدى استقرارية النموذج قبل استخدامه في تفسير العلاقة بين المتغيرات محل الاهتمام. ويمكن تفسير ذلك بأن أن وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة لا يعني بالضرورة استقرارية المعلمات المقدرة للنموذج. ومن ثم، ينبغي التأكد من مدى استقرارية هذه المعلمات قبل الشروع في تفسير نتائج النموذج (Ahmed & Ahmed, 2019). ومن ثم، تقوم الدراسة الحالية باستخدام كل من اختبار المجموع التراكمي cumulative sum (CUSUM) واختبار المجموع التراكمي للمربعات cumulative sum of squares (CUSUMSQ) الذي قدمته دراسة Brown et al. (1975). ويتم إجراء هذا الاختبار من خلال رسم منحنى لأخطاء النموذج المقدر عن طريق استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)، مع فترة ثقة – غالبا ما تكون 95% – بهدف اختبار فرضية العدم التي تنص على أن المعلمات المقدرة لنموذج المربعات الصغرى العادية غير مستقرة. ويمكن الحكم على نتائج هذين الاختبارين من خلال الرسم كما يلي:

- إذا كان منحنى الأخطاء يقع ضمن الحدود الحرجة لفترة الثقة طوال فترة الدراسة، يتم رفض فرضية العدم عند نسبة معنوية 5% مما يعني استقرارية معلمات النموذج المقدر خلال فترة الدراسة، ومن ثم يمكن تقدير معلمات ثابتة للنموذج دون الحاجة إلى تجزئتها لعينات جزئية.
- إذا كان منحنى الأخطاء خارج الحدود الحرجة لفترة الثقة في بعض فترات الدراسة، لا يمكن رفض فرضية العدم وتكون معلمات النموذج المقدر غير مستقرة. ومن ثم، ينبغي تقسيم فترة الدراسة إلى عينات جزئية تكون فيها المعلمات المقدرة مستقرة (Ahmed & Ahmed, 2019).

3- نتائج الدراسة:

يهتم الجزء الحالي بتقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي بفترات إبطاء موزعة ARDL لتقدير دالة الطلب على النقود في مصر بمفهوميها الضيق والواسع. ومن ثم، يركز هذا الجزء على عرض التحليل المبدئي للبيانات من خلال تحليل نتائج اختبارات جذر الوحدة لتحديد درجة تكامل المتغيرات محل الدراسة كل على حدة. أضف إلى ذلك، يوضح هذا الجزء نتائج اختبارات الحدود لتحديد وجود التكامل المشترك من عدمه بين متغيرات الدراسة بالإضافة إلى عرض وتحليل العلاقة المقدرة بين متغيرات الدراسة في الأجلين القصير والطويل. وأخيرا، يتم تحليل نتائج الاختبارات التشخيصية لتوضيح مدى تحقق شروط النموذج المقدر.

3-1 التحليل المبدئي للبيانات:

تتمثل الخطوة الأولى في فحص سكون السلاسل الزمنية للمُتغيرات المُستخدمة في الدراسة، وتحديد درجة تكاملها، وذلك بعدة طرق تتمثل أولها في رسم السلسلة الزمنية للمُتغيرات محل الدراسة، والتعرف على

مدى ثبات الوسط والتباين. ويوضح الشكل رقم (1) تطور السلاسل الزمنية الخاصة بالمتغيرات محل الدراسة خلال فترة الدراسة وهى –على الترتيب – الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية وفقاً للمفهوم الواسع للنقود، الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية وفقاً للمفهوم الضيق للنقود، الرقم القياسي لأسعار المستهلكين، سعر الفائدة على الإقراض بين البنوك لليلة واحدة، مؤشر الإنتاج الصناعي، وسعر الصرف.

وكما هو موضح بالشكل، فقد شهد كل من الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية وفقاً للمفهومين الضيق والواسع للنقود، والرقم القياسي لأسعار المستهلكين اتجاها عاماً تصاعدياً خلال فترة الدراسة، في حين أن متغير سعر الصرف قد انخفض تدريجياً بداية من يناير 2005 وحتى مارس 2010، ثم ارتفع حتى وصل إلى 8.8 جنيه في أكتوبر 2016، ونتيجة لتحرير سعر الصرف في نوفمبر 2016، فقد قفز ليصل إلى 15.8 جنيه، ثم أخذ يتذبذب ما بين الارتفاع والانخفاض حتى وصل إلى 16 جنيه في ديسمبر 2019.

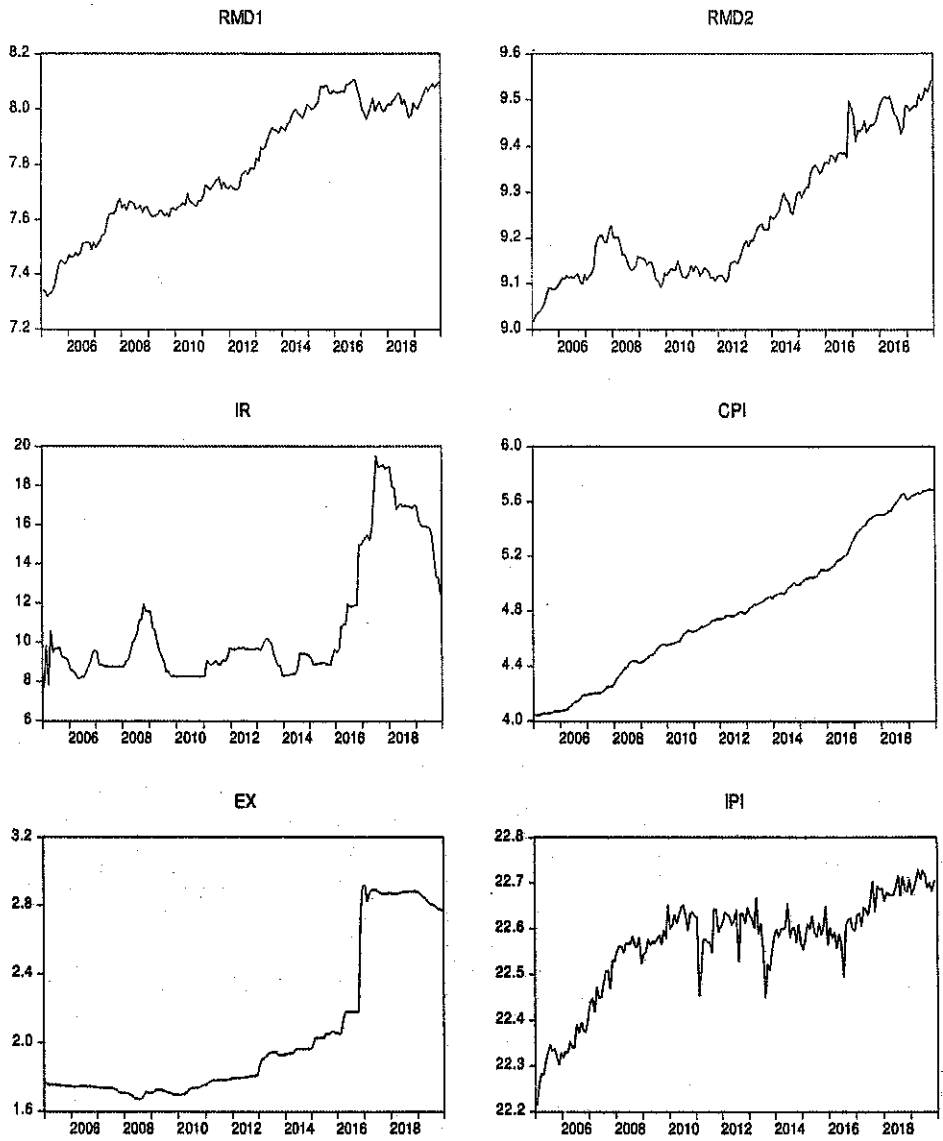
وقد قام البنك المركزي المصري بتخفيض سعر الفائدة على الإقراض بين البنوك لليلة واحدة تدريجيا منذ بداية الفترة وحتى ديسمبر 2009. وفي نوفمبر 2016 جاء قرار البنك المركزي تزامناً مع تحرير سعر الصرف وذلك برفع أسعار العائد بواقع 3% ليصل إلى 15.75% و19.75% في عامي 2016، 2017 على الترتيب. واستهدف البنك المركزي سياسة نقدية توسعية خلال عامي 2018، 2019 تمثلت في تخفيض سعر الفائدة على الإقراض بين البنوك لليلة واحدة ليصل إلى 18.75% و16.75% في نهاية عامي 2018، 2019 على الترتيب.

وفيما يتعلق بالناتج الصناعي الحقيقي، فقد شهد اتجاهاً عاماً تصاعدياً خلال فترة الدراسة على الرغم من تقلب قيمه حول هذا الاتجاه العام. فعلى سبيل المثال، ارتفعت قيمته من 4.4 مليار دولار في يناير 2005 إلى أن وصل إلى 6.7 مليار دولار في يناير 2011، إلا أنه شهد انخفاضا حاداً في شهر فبراير 2011 حيث بلغت قيمته إلى 5.6 مليار دولار نتيجة لعدم الاستقرار السياسي الذي شهدته البلاد خلال تلك الفترة، ولكنه عاود الارتفاع التدريجي مرة أخرى حتى وصل إلى 6.9 مليار دولار في إبريل 2013. وقد بلغ هذا المؤشر أعلى قيمة له في ابريل 2019 حيث كانت قيمته 7.4 مليار دولار. ويوضح الجدول رقم (1) نتائج اختبار جذر الوحدة للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة، وتشير النتائج الواردة بالجدول إلى أن جميع المتغيرات غير مستقرة عند المستوى الأصلي لها، وأنها قد استقرت بعد أخذ الفرق الأول، بالتالي فإن السلاسل الزمنية لكافة المتغيرات أصبحت متكاملة من الدرجة الأولى[2]. وتجدر الإشارة إلى أنه قد تم استخدام متغير هيكلي (DUM) يأخذ القيمة صفر قبل تطبيق برنامج الاصلاح الاقتصادي الشامل في نوفمبر 2016 بينما يأخذ القيمة واحد بعد تطبيقه.

[2] جميع المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى عند إجراء اختبار ديكى فولر الموسع بالثلاث صيغ (بدون ثابت أو اتجاه عام – بوجود ثابت فقط – بوجود ثابت واتجاه عام).

الشكل رقم (1)

الرسم البياني للمتغيرات محل الدراسة خلال الفترة (يونية 2005- ديسمبر 2019)



* جميع المتغيرات الموضحة باستخدام اللوغاريتم باستثناء سعر الفائدة.

المصدر: اعداد الباحثين بالاعتماد على حزمة EViews 9

جدول رقم (1)

نتائج اختبارات جذر الوحدة (اختبار ديكى فولر الموسع ADF) للمتغيرات محل الدراسة

المتغير	قيمة إحصائية ADF المحسوبة	قيمة p-value	النتيجة
$RMD1$	-2.062754	0.5625	I (1)
$\Delta RMD1$	-13.3323	**0.0000**	I (0)
$RMD2$	-1.57209	0.8003	I (1)
$\Delta RMD2$	-12.9364	**0.0000**	I (0)
IR	-0.926931	0.7779	I (1)
ΔIR	-15.17761	**0.0000**	I (0)
EX	0.269057	0.9256	I (1)
ΔEX	-10.46768	**0.0000**	I (0)
CPI	-1.946596	0.6258	I (1)
ΔCPI	-9.080835	**0.0000**	I (0)
IPI	-2.84952	0.1818	I (1)
ΔIPI	-14.01655	**0.0000**	I (0)

* تم تقدير جميع المعادلات بثابت واتجاه عام لجميع المتغيرات باستثناء سعر الصرف وسعر الفائدة حيث تم تقديرهم بثابت فقط.

* تم اختيار فترات الإبطاء طبقًا لمعيار Schwarz Information Criterion (SIC) .

المصدر: اعداد الباحثين بالاعتماد على حزمة EViews 9.

3-2 نتائج اختبار الحدود واستقرارية نموذج متجه الانحدار الذاتي بإبطاء موزع ARDL:

توصلنا في الجزء السابق إلى أن جميع متغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى. ومن ثم، تتمثل **الخطوة التالية في اختبار الحدود (Bounds Test)**، لتحديد وجود التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة من عدمه. ويعرض الجدول رقم (2) نتائج اختبارات الحدود بالإضافة إلى القيم الحرجة التي قدمها Pesaran et al. (2001) وذلك عند مستوى المعنوية 5%. وطبقاً للنتائج الواردة بالجدول، يُلاحظ أن قيمة (F) المحسوبة في النموذجين الأول والثاني بلغت 5.801945، و 4.410874 على الترتيب وهما أكبر من القيمة الحرجة للحدين الأعلى والأدنى للنموذجين عند مستوى المعنوية المذكور. ومن ثم، يتم رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة ($H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0$)، ونقبل الفرض البديل ($H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq \lambda_5 \neq 0$) القائل بوجود تكامل متناظر "علاقة توازنية طويلة الأجل" بين المتغيرات المفسرة والمتغير التابع –وهو الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بمفهوميه الضيق والواسع – في كلا النموذجين المقدرين.

جدول رقم (2)

نتائج اختبار الحدود للنموذجين Bounds Test

بيان	قيمة إحصائية F	مستوى المعنوية 5%	
		الحدود الدنيا I(0)	الحدود العليا I(1)
النموذج الأول (M1)	5.801945	2.86	4.01
النموذج الثاني (M2)	4.410874	2.26	3.48

المصدر: اعداد الباحثين بالاعتماد على حزمة EViews 9.

3-3 نتائج تقدير معلمات النماذج في الأجلين القصير والطويل:

توصلنا في الجزء السابق إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل وفقاً لنتائج اختبار الحدود. ومن ثم، يتم الحصول على مقدرات الأجلين القصير والطويل لمعلمات النموذج المقدر، ومعلمة تصحيح الخطأ، وهو ما يوضحه الجدول رقم (3). ولتحديد فترات الإبطاء المثلى فقد تم استخدام معيار Akaike Information Criterion (AIC)، وطبقا لهذا المعيار فقد تم تحديد النموذج الأول بالشكل التالي: ARDL (4,0,1,3,3) بعدد 4 فترات ابطاء للمتغير التابع (الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية M1)، وثلاث فترات ابطاء لمتغيري المؤشر الشهري للرقم القياسي للإنتاج الصناعي وسعر الصرف، وفترة ابطاء واحدة لمتغير معدل التضخم المتوقع، وعدم وجود فترات ابطاء لمتغير سعر الفائدة على الإقراض بين البنوك لليلة واحدة. أما النموذج الثاني، فقد تم تحديد فترة إبطاء واحدة لجميع متغيرات النموذج ARDL(1, 1, 1, 1, 1) على النحو الموضح في الجدول رقم (4). وطبقا للنتائج الواردة بالجدول فإن النموذجين المقدرين يتمتعان بقوة تفسيرية عالية كما يتضح من قيمة معامل التحديد حيث جاءت قيمته (0.995437، 0.992290) هو ما يعني أن المتغيرات المستقلة تفسر ما نسبته (99.5%، 99.2%) في نموذجي الطلب على النقود بالمفهومين الضيق والواسع على الترتيب.

ويمكن تفسير نتائج النموذجين على النحو التالي:

3-3-1 نتائج النموذج في الأجل الطويل:

1- متغير مستوى النشاط الاقتصادي:

أكدت النتائج الواردة بالجدول رقم (3) إلى وجود **علاقة طردية ومعنوية بين متغير الناتج الصناعي الحقيقي والمتغير التابع وهو الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية في كلا النموذجين** حيث بلغت قيمة معامل هذا المتغير 2.266، و2.318249 في النموذجين الأول والثاني على الترتيب. ويمكن تفسير هذه النتيجة بأن أن ارتفاع الناتج الصناعي بنسبة 1% يترتب عليه زيادة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية للنموذجين في الأجل الطويل بنسبة 2.26%، و2.32% في النموذجين المشار إليهما على الترتيب. وقد جاءت هذه النتائج متفقة مع النظرية الاقتصادية إذ أن ارتفاع مؤشر حجم النشاط الاقتصادي يؤدي إلى زيادة دخل الفرد مما

يحفز على الادخار؛ بمعنى زيادة الرغبة في الاحتفاظ بالنقود كشكل من أشكال الثروة، فضلا عن زيادة النقود المخصصة للمبادلات والاحتياط.

2- متغيرات الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود:

يشير معامل سعر الفائدة على الاقراض بين البنوك لليلة واحدة (IR) إلى وجود علاقة عكسية ومعنوية في النموذج الأول الخاص بالطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الضيق للنقود M1 حيث بلغت مرونة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالنسبة لسعر الفائدة (-0.051)، مما يعني أن زيادة سعر الفائدة بمقدار 10% سيترتب عليه انخفاض الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بمقدار 0.5% وقد جاءت هذه النتيجة متفقة مع النظرية الاقتصادية، ومع فرضية الدراسة، لأن انخفاض سعر الفائدة يزيد من رغبة الأفراد في الاحتفاظ بالنقود في شكلها السائل بدلاً من الاحتفاظ بها في شكل أوراق مالية أي زيادة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية. وعلى الجانب الأخر، فقد جاءت قيمة هذه المعلمة سالبة، ولكنها غير معنوية في النموذج الثاني وهو الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الواسع للنقود M2 وذلك عند مستوى معنوية 5%. **وفيما يتعلق بمعلمة المعدل المتوقع للتضخم، فقد جاءت سالبة في كلا النموذجين، ولكنها غير معنوية عند مستوى المعنوية 5% في النموذج الأول بينما جاءت معنوية في النموذج الثاني عند نفس مستوى المعنوية المذكور.** ويمكن تفسير هذه النتيجة بأن ارتفاع توقعات التضخم بنسبة 10 % سيترتب عليه انخفاض الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الواسع بنسبة 7.5%. ويعني هذا ارتفاع أهمية متغير التضخم المتوقع في التعبير عن تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود بالمقارنة مع مؤشر سعر الفائدة على قروض الليلة الواحدة وهو ما ينبغي أن يؤخذ في الاعتبار عند تصميم السياسة النقدية.

وفيما يتعلق بتأثير تغيرات سعر الصرف (EX) على دالة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية، فقد جاءت قيمة المعلمة موجبة ومعنوية في كلا النموذجين حيث بلغ معامل مرونة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية 2.53، و2.56 في النموذجين الأول والثاني على الترتيب مما يعني أن زيادة سعر الصرف بنسبة 1% تؤدى إلى زيادة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بنسبة 2.53% و2.56% في النموذجين الأول والثاني على الترتيب. وحيث إن سعر الصرف قد يتباين تأثيره على الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية حيث من الممكن أن يكون له أثراً إيجابياً أو سلبياً كما سبقت الإشارة إليه في الجزء الثاني من هذه الدراسة. وطبقاً لنتائج الدراسة فإن ارتفاع سعر الصرف (أي ارتفاع قيمة العملة الأجنبية مقابل العملة المحلية) قد أدى إلى زيادة القيمة المحلية للأصول الأجنبية مما أدى إلى قيام الأفراد ببيع هذه الأصول الأجنبية لتحقيق مكاسب رأسمالية، وهو ما انعكس في النهاية على زيادة الطلب على الأرصدة النقدية المقومة بالعملة المحلية وهو ما يعرف بأثر الثروة Wealth effect.

وأخيراً، فيما يتعلق بأثر برنامج الاصلاح الاقتصادي الشامل الذي تم تطبيقه في نوفمبر2016 (DUM) والذي شهد تحريراً تاماً لسعر الصرف، فقد جاء أثره سلبياً ومعنوياً في كلا النموذجين حيث بلغت

قيمته –1.55، –1.58) في نموذجي الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهومين الضيق والواسع على الترتيب. ويعني ذلك أن هناك انخفاضاً في الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بعد بدء تطبيق هذا البرنامج بالمقارنة بالوضع السابق قبل تطبيقه.

جدول رقم (3)

تقديرات نموذجي الانحدار الذاتي بفترات إبطاء موزعة للطلب على النقود بالمفهومين الضيق والواسع في الأجل الطويل

النموذج الأول (الطلب على النقود بالمفهوم الضيق)*			النموذج الثاني (الطلب على النقود بالمفهوم الواسع)		
المتغير	قيمة المعلمة	قيمة احتمالية المعلمة	المتغير	قيمة المعلمة	قيمة احتمالية المعلمة
IPI_t	2.266649	0.0048	IPI_t	2.318249	0.0041
IR_t	-0.051650	0.0114	IR_t	-0.002019	0.0685
EX_t	2.534680	0.0006	EX_t	2.562593	0.0021
CPI_t	-0.760426	0.0627	CPI_t	-0.746790	0.0143
DUM	-1.558977	0.0001	DUM	-1.587053	0.0015
C	-43.826950	0.0113			
R^2	0.995854		R^2	0.992290	

المصدر: اعداد الباحثين بالاعتماد على حزمة EViews 9.

* تم اختيار فترات الإبطاء باستخدام معيار Akaike Information Criterion (AIC).

3-3-2 نتائج نموذج تصحيح الخطأ:

قبل الشروع في تفسير طبيعة العلاقة بين المتغيرات المستقلة ومتغير الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية في الأجل القصير، ينبغي تفسير قيمة معلمة تصحيح الخطأ ECT_{t-1} والتي تشير إلى كيفية تصحيح الاختلالات التي تنشأ في الأجل القصير حتى يتم العودة للمسار التوازني طويل الأجل. وقد جاءت قيمة هذه المعلمة (–0.078018، و–0.054116) في النموذجين الأول والثاني على الترتيب وهو ما يعني تحقق شرط سالبية هذه المعلمة. ويعني هذا أنه في حالة حدوث انحراف عن العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج فإن نحو 7.8% و5.2% من هذه الانحرافات يتم تصحيحها تلقائياً في نفس الشهر في كلا النموذجين. ومن ثم، فإن الرجوع إلى المسار التوازني طويل الأجل يستغرق 13 شهراً و19 شهراً في كلا النموذجين على الترتيب أي أن تصحيح الاختلالات قصيرة الأجل لدالة الطلب على النقود في مصر تجاه التوازن طويل الأجل يتطلب فترة زمنية أطول في حالة الاعتماد على المفهوم الواسع للنقود. وتتفق نتائج هذه الدراسة مع نتائج دراسة (طريح، 2015).

1- متغير مستوى النشاط الاقتصادي:

فيما يتعلق بالعلاقة بين الناتج الصناعي والطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية في الأجل القصير، فقد جاءت إشارة معلمة الناتج الصناعي سالبة وغير معنوية في النموذج الثاني (الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الواسع) بينما جاءت سالبة ومعنوية عند فترة الإبطاء الثالثة في النموذج الأول حيث بلغت قيمتها 0.094797- وهو ما يعني أن ارتفاع الناتج الحقيقي بنسبة 1% يؤدي إلى انخفاض الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بنسبة -0.09% في الأجل القصير فقط. وعلى الرغم من عدم توافق هذه النتيجة مع النظرية الاقتصادية إلا أن هذا الاختلال يحدث في الأجل القصير فقط بينما تتوافق العلاقة التوازنية بين كلا المتغيرين في الأجل الطويل مع النظرية الاقتصادية كما سبقت الإشارة سابقاً.

2- متغيرات تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود:

يشير معامل سعر الفائدة على الاقراض بين البنوك لليلة واحدة (IR) إلى وجود علاقة سالبة وغير معنوية في النموذج الثاني بينما جاءت العلاقة عكسية ومعنوية في النموذج الأول فقط حيث بلغت مرونة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالنسبة لسعر الفائدة -0.0040 أي أن زيادة سعر الفائدة بمقدار 10% سيترتب عليه انخفاض الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بنسبة ضئيلة قدرها 0.040%. **وفيما يتعلق بمتغير التضخم المتوقع**، فقد جاءت قيمة المعلمة -0.944 و -0.916 في النموذجين الأول والثاني على الترتيب. ويعني ذلك أن ارتفاع توقعات التضخم بنسبة 10% يؤدي إلى انخفاض الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بمفهوميها الضيق والواسع بمقدار 9.4% و9.2% على الترتيب. **ويعني هذا أن تأثير متغير التضخم المتوقع أعلى بكثير من تأثير متغير سعر الفائدة أي أن الأول يعد الأكثر ملائمة في التعبير عن تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود.** وتتفق هذه النتائج مع النظرية الاقتصادية التي تقر بوجود علاقة عكسية بين الطلب على النقود وتكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بها.

وفيما يتعلق **بتأثير سعر الصرف (EX)** على الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية، فقد جاءت المعلمة سالبة، ولكنها غير معنوية في النموذج الثاني بينما جاءت موجبة ومعنوية في النموذج الأول عند فترة إبطاء واحدة فقط حيث بلغت قيمتها 0.001296 مما يعكس الأثر الضئيل لسعر الصرف على طلب النقود في الأجل القصير بينما يكون الأثر قويا في الأجل الطويل كما سبقت الإشارة إليه سابقاً.

وأخيراً، فيما يتعلق بأثر برنامج الاصلاح الاقتصادي الشامل فقد جاء أثره سلبياً ومعنوياً في كلا النموذجين كما هو الحال في الأجل الطويل.

جدول رقم (4)

تقديرات نموذج تصحيح الخطأ للطلب على النقود بالمفهومين الضيق والواسع

النموذج الأول (الطلب على النقود بالمفهوم الضيق)*			النموذج الثاني (الطلب على النقود بالمفهوم الواسع)		
المتغير	قيمة المعلمة	قيمة احتمالية المعلمة	المتغير	قيمة المعلمة	قيمة احتمالية المعلمة
$\Delta RMd1_{t-1}$	-0.043665	0.4943	$\Delta RMd2_{t-1}$	-0.116004	0.4349
$\Delta RMd1_{t-2}$	0.018019	0.7766	$\Delta RMd2_{t-2}$	-0.154715	0.0302
$\Delta RMd1_{t-3}$	0.143443	0.0207			
ΔIPI_{t-1}	-0.039616	0.2761	ΔIPI_{t-1}	-0.035803	0.1369
ΔIPI_{t-2}	0.021436	0.5955			
ΔIPI_{t-3}	-0.094797	0.0129			
ΔIR_{t-1}	-0.004030	0.0007	ΔIR_{t-1}	-0.002019	0.2756
ΔEX_{t-1}	0.001296	0.0000	ΔEX_{t-1}	-0.003904	0.7544
ΔEX_{t-2}	0.065044	0.9622			
ΔEX_{t-3}	-0.059707	0.1103			
CPI_{t-1}	-0.944028	0000	CPI_{t-1}	-0.915884	0.0000
DUM	-0.121628	0.0000	*DUM*	-0.082488	0.0000
ECT_{t-1}	-0.078018	0.0031	ECT_{t-1}	-0.051976	0.0150

المصدر: اعداد الباحثين بالاعتماد على حزمة EViews 9.

* تم اختيار فترات الإبطاء باستخدام معيار Akaike Information Criterion (AIC).

3-4 نتائج الاختبارات التشخيصية Diagnostic Tests للنموذجين:

يتطلب الاعتماد على نتائج التقدير وفق النموذج المختار التأكد أولاً من جودة أداء النموذج المقدر، وخلوه من المشاكل القياسية التي غالباً ما تعتري تقدير علاقة الانحدار متعددة المتغيرات، خاصة التي تكون بياناتها في صورة سلاسل زمنية، وذلك من خلال إجراء بعض الاختبارات التشخيصية التي يتعلق بعضها بسلوك بواقي التقدير من أجل التأكد من خلو هذه البواقي من مشاكل الارتباط الذاتي فيما بينها، وأنها ذات تباين متجانس عبر الزمن، فضلاً عن اتباعها للتوزيع الطبيعي. بالإضافة إلى ذلك، ينبغي إجراء اختبارات لفحص سلوك النموذج المقدر ككل، والتأكد من استقرار مكوناته عبر فترة الدراسة، وبالتالي إمكانية الاعتماد عليه في التنبؤ بالقيم المستقبلية للمتغير التابع الذي يمثل الطلب على الأرصدة الحقيقية للنقود في الاقتصاد المصري.

3-4-1 اختبار مشكلة الارتباط الذاتي بين متغيرات النموذج:

نظراً لعدم إمكانية التعويل على النموذج المقدر في حال ارتباط بواقيه ارتباطاً ذاتياً فيما بينها ولأن هذا الارتباط من شأنه أن يؤثر سلباً على صحة القيم العددية للمعلمات المقدرة واتساع فترة الثقة لها ومن ثم

الخروج باستنتاجات مضللة لاختبارات المعنوية (عناني، 2009، ص ص 525-526)، لهذا يجب التأكد من خلو النموذج المقدر من هذه المشكلة، وذلك باستخدام Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test. وتتمثل فرضية العدم الخاصة بهذا الاختبار في عدم وجود ارتباط ذاتي بين بواقي الانحدار. وتشير النتائج الواردة بالجدول رقم (5) إلى خلو بواقي النموذجين المقدرين من هذه المشكلة، حيث بلغت القيم الاحتمالية لإحصائية F-Statistic 0.0550 في كلا النموذجين وهي تعد أكبر من مستوى المعنوية 0.05 مما عدم إمكانية رفض فرضية العدم أي خلو النموذج المقدر من مشكلة الارتباط الذاتي لبواقي الانحدار في كلا النموذجين.

3-4-2 اختبار مشكلة عدم ثبات التباين Heteroskedasticity:

يعد ثبات تباين بواقي التقدير Homoscedasticity أحد مواصفات النموذج الجيد، وذلك لأن اسقاط هذا الفرض يسبب تحيزاً في الأخطاء المعيارية للمعلمات المقدرة، ومن ثم الحصول على نتائج مضللة لكل من اختبارات الفروض وفترات الثقة؛ وبالتالي زيادة احتمال الوقوع في خطأ من النوع الثاني (رفض فرضية العدم وهي صحيحة) (عناني، 2009، ص 496). وقد تم الاعتماد على نتائج أحد الاختبارات المستخدمة لهذا الغرض وهو اختبار Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH) LM Test الذي يعتمد على انحدار مربعات البواقي على مربعاتها المبطأة. وتنص فرضية العدم الخاصة بهذا الإختبار على أن البواقي ذات تباين ثابت. وكما هو موضح بالنتائج الواردة بالجدول رقم (5)، فإنه لا يمكن رفض فرضية العدم لكلا النموذجين حيث بلغت قيمة إحصائية الاختبار 0.692890 و0.6931 في النموذجين الأول والثاني على الترتيب.

3-4-3 فحص التوزيع الطبيعي للبواقي Normality Distribution:

يتم استخدام اختبار Jarque-Bera لفحص ما إذا كانت بواقي الانحدار المقدرة تتبع التوزيع الطبيعي حيث تنص فرضية العدم الخاصة بهذا الاختبار على أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي. وطبقاً للنتائج الواردة بالجدول رقم (5)، فإنه لا يمكن رفض فرضية العدم حيث بلغت قيمة إحصائية Jarque-Bera 0.892868، وذلك باحتمالية قدرها 0.639906 للنموذج الأول بينما بلغت قيمة هذه الإحصائية 5.062187 باحتمالية قدرها 0.79572 للنموذج الثاني مما يعنى أن بواقي التقدير تتبع التوزيع الطبيعي في كلا النموذجين.

3-4-4 فحص وجود أخطاء في توصيف النموذج:

للتأكد من عدم وجود أخطاء في توصيف النماذج المقدرة، فقد تم إجراء اختبار Ramsey RESET test على النحو الموضح في جدول رقم (5). وتشير النتائج الواردة بالجدول إلى أنه لا يمكن رفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود أخطاء في توصيف النموذج حيث بلغت قيمة الإحصائية الخاصة بهذا الاختبار 0.103410 ، 0.3146 في النموذجين الأول والثاني على الترتيب.

جدول رقم (5)

نتائج الاختبارات التشخيصية للنموذجين المقدرين

الاختبار	النموذج الأول (الطلب على النقود بالمفهوم الضيق)		النموذج الثاني (الطلب على النقود بالمفهوم الواسع)	
	إحصائية الاختبار	قيمة احتمالية الإحصائية	إحصائية الاختبار	قيمة احتمالية الإحصائية
Breusch-Godfrey LM Test	F (12,147) = 1.788107	0.0550	F (12,156) = 1.784521	0.0550
ARCH (2) LM	0.7053	0.698290	0.733075	0.6931
Jarque-Bera Test	0.892868	0.639906	5.062187	0.079572
Ramsey RESET test	0.7482	0.103410	1.017485	0.3146

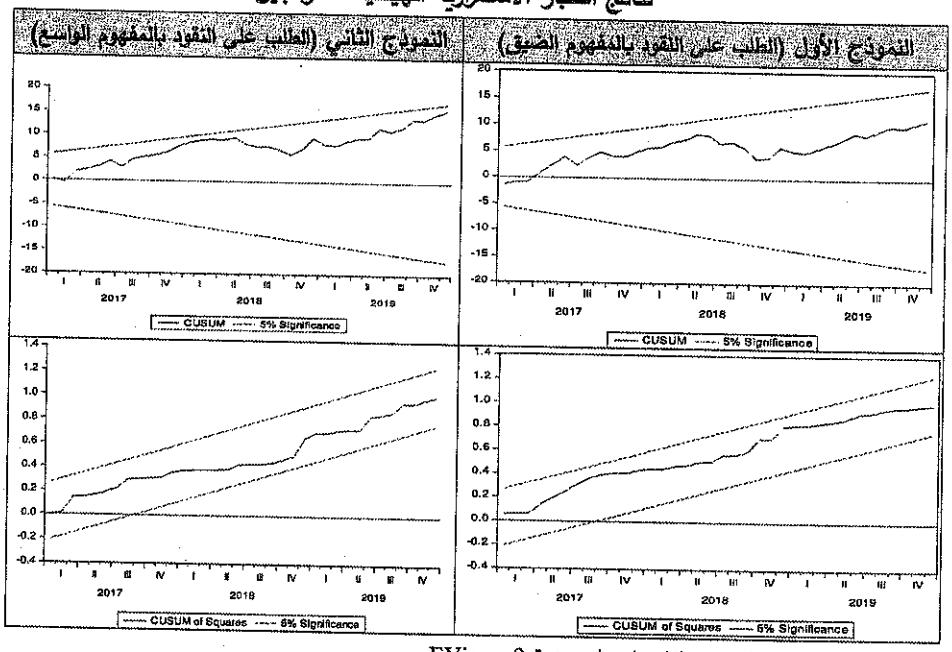
المصدر: اعداد الباحثين بالاعتماد على حزمة EViews 9

3-4-5 اختبار استقرارية الهيكلية للنموذجين:

يتم اجراء هذا الاختبار للتأكد من خلو بيانات النموذج من أية متغيرات هيكلية قد تؤثر سلباً على جودة النموذج المقدر، وامكانية التنبؤ بسلوكه مستقبلاً. ويتم اختبار استقرار المعاملات المقدرة وفق نموذج ARDL من خلال اختباري المجموع التراكمي للبواقي المعادة (Cumulative Sum of Recursive (CUSUM، والمجموع التراكمي لمربعات البواقي المعادة (Cumulative Sum of Squares Recursive (CUSUM of Square). فإذا وقع الخط الممثل لكل من (CUSUM) و (CUSUM of Square) داخل حدي القيمة الحرجة سيتم عندها قبول فرض العدم القائل بأن النموذج مستقر عبر الزمن، أما إذا وقع خارج هذين الحدين فسيتم رفض فرضية العدم مما يعني أن النموذج غير مستقر على النحو السابق ذكره في الجزء الثاني من الدراسة الحالية. وكما هو موضح بالشكل رقم (2)، فإنه يمكن القول باستقرار كلا النموذجين عبر الزمن؛ إذ وقع الخط الممثل للمجموع التراكمي للبواقي المعادة وكذلك الخط الممثل للمجموع التراكمي لمربعاتها بين حدي القيمة الحرجة عند مستوى معنوية 5%.

شكل رقم (2)

نتائج اختبار الاستقرارية الهيكلية للنموذجين



المصدر: اعداد الباحثين بالاعتماد على حزمة EViews 9.

4- الخلاصة والتوصيات:

استهدفت الدراسة الحالية تقدير دالة الطلب على النقود في مصر وذلك باستخدام المفهومين الضيق والواسع للنقود. وقد سعت الدراسة لاختبار فرضية رئيسية مفادها أن هناك علاقة مستقرة بين الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية ومحدداته في الأجل الطويل وذلك باستخدام منهجية التكامل المشترك Cointegration باستخدام منهجية الحدود Bounds test خلال الفترة (يونيو 2005- ديسمبر 2019). ومن ثم، قامت الدراسة الحالية بتقدير نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة Autoregressive Distributed Lag (ARDL) والذي اقترحه (Pesaran and Shin, 1995) للاستخدام مع السلاسل الزمنية غير المستقرة، وطوره (Pesaran et al, 2001) وذلك لاختبار التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة فضلاً عن تقدير نموذج تصحيح الخطأ لتقدير كيف يتم تصحيح الاختلالات التي قد تنشأ في الأجل القصير وتقدير سرعة التعديل نحو التوازن طويل الأجل. وحيث أن هدف الدراسة يتضمن دراسة كل من الطلب على النقود بالمفهوم الضيق وبالمفهوم الواسع، فقد تم تقدير نموذج لكل منهما على حدة. تتمثل أهم المتغيرات المستقلة التي تضمنها النموذجين كل من الناتج الصناعي الحقيقي كمؤشر للتعبير عن مستوى النشاط

الاقتصادي بينما تم استخدام كل من سعر الفائدة على قروض الليلة الواحدة، معدل التضخم المتوقع، وسعر الصرف كمؤشرات لتكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود. بالإضافة إلى ذلك، فقد تضمنت النماذج التي تم تقديرها متغيراً هيكلياً للتعبير عن تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي الشامل والذي تم تطبيقه منذ نوفمبر 2016. **وتتمثل أهم النتائج التي توصلت إليها الدراسة في النقاط التالية:**

1- أوضح اختبار الحدود **وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة** في كلا النموذجين المقدرين أي أنه تم قبول فرضية الدراسة القائلة بوجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات المفسرة والمتغير التابع –وهو الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بمفهوميه الضيق والواسع.

2- **توجد علاقة طردية ومعنوية بين متغير الناتج الصناعي الحقيقي والمتغير التابع وهو الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية** في كلا النموذجين في الأجل الطويل أي أن ارتفاع مؤشر حجم النشاط الاقتصادي يؤدى إلى زيادة دخل الفرد مما يحفز على الادخار؛ بمعنى زيادة الرغبة في الاحتفاظ بالنقود كشكل من أشكال الثروة، فضلا عن زيادة النقود المخصصة للمبادلات والاحتياط.

3- فيما يتعلق **بمتغيرات تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود** والتي تشمل كل من سعر الفائدة على الاقراض بين البنوك لليلة واحدة، ومعدل التضخم المتوقع وسعر الصرف، فقد جاءت المعلمات المقدرة متوافقة مع النظرية الاقتصادية على النحو التالي:

أ- تؤثر أسعار الفائدة عكسيا على الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الضيق، ولكن ليس لها تأثير معنوي على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الواسع ويعني ذلك أن انخفاض سعر الفائدة يزيد من رغبة الأفراد في الاحتفاظ بالنقود في شكلها السائل بدلاً من الاحتفاظ بها في شكل أوراق مالية أي زيادة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية.

ب- يؤثر التضخم المتوقع عكسيا على الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الواسع، ولكنه لا يؤثر على طلب الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الضيق. أي أن ارتفاع توقعات التضخم يؤدي إلى انخفاض الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهوم الواسع.

ت- يعد متغير سعر الصرف هو أكثر المتغيرات المعبرة عن تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود تأثيراً على المتغير التابع في كلا النموذجين حيث وجدت الدراسة أن ارتفاع سعر الصرف (أي ارتفاع قيمة العملة الأجنبية مقابل العملة المحلية) يؤدي إلى زيادة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية وهو ما يمكن تفسيره بأثر الثروة. ويعني ذلك الأثر أن زيادة سعر الصرف تؤدي إلى زيادة القيمة المحلية للأصول الأجنبية مما يحفز الأفراد لبيع هذه الأصول الأجنبية لتحقيق مكاسب رأسمالية أي أنهم يتخلون عن الأصول المقومة بالعملة الأجنبية ومما يعني زيادة الطلب على الأرصدة النقدية بالعملة المحلية.

4- أدى **تطبيق برنامج الاصلاح الاقتصادي الشامل في نوفمبر2016** إلى انخفاض الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهومين الضيق والواسع.

5- أكدت نتائج نموذج تصحيح الخطأ وجود آلية لتصحيح الاختلالات التي تحدث في الأجل القصير وتدفع نحو الرجوع إلى العلاقة التوازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة حيث إن نحو 7.8% و5.2% من هذه الانحرافات يتم تصحيحها تلقائيا في نفس الشهر في نموذجي الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمفهومين الضيق والواسع على الترتيب. ومن ثم، فإن الرجوع إلى المسار التوازني طويل الأجل يستغرق 13 شهرا و19 شهراً في كلا النموذجين على الترتيب أي أن تصحيح الاختلالات قصيرة الأجل لدالة الطلب على النقود في مصر تجاه التوازن طويل الأجل يتطلب فترة زمنية أطول في حالة الاعتماد على المفهوم الواسع للنقود.

في ضوء النتائج التي تم الوصول إليها تتمثل **أهم التوصيات** التي يمكن أن تسهم في زيادة فعالية السياسة النقدية في تحقيق الأهداف المنوطة بها مستقبلاً فيما يلي:

- نظراً لأن دالة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية وفقاً للمفهومين الضيق والواسع للنقود تتمتع بالاستقرار، فإنه يمكن للسلطات النقدية المصرية استخدامهما في التحكم في السياسة النقدية خلال الفترات المقبلة.
- نظراً لعدم وجود تأثير يذكر لمتغير مستوى النشاط الاقتصادي على الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية في الأجل القصير بينما يوجد له تأثيراً كبيراً في الأجل الطويل، فإن هذه النتيجة تتوافق مع النظرية النقدية الحديثة حيث أكد فريدمان على اهتمام الأفراد بالدخل الدائم الذي يتسم بالاستقرار في الأجل القصير وليس الدخل الحالي الذي يتقلب في الأجل القصير. ويعني هذا أنه يمكن للسلطات النقدية تجاهل التقلبات قصيرة الأجل في مستوى النشاط الاقتصادي حيث إنها لا تلعب أي دور في عملية التعديل نحو الوضع التوازني في الأجل الطويل.
- أكدت نتائج الدراسة انخفاض الأهمية النسبية لسعر الفائدة في التأثير على الأرصدة النقدية الحقيقية بالمقارنة بمتغير التوقعات التضخمية في الأجلين القصير والطويل على حد سواء وهو ما يعكس أهمية الاستثمار في الأصول الحقيقية أكثر من الأصول النقدية في الحالة المصرية. وحيث إن ارتفاع التوقعات التضخمية يؤدي إلى قيام الأفراد باستبدال أرصدتهم النقدية بالسلع مثل الذهب والعقارات ولا يقومون باستبدال أرصدتهم النقدية ببعض الأصول المالية الأخرى، فإن ذلك يعني ضعف قناة سعر الفائدة على قروض الليلة الواحدة وهو ما ينبغي أخذه في الاعتبار عند تصميم السياسة النقدية من قبل البنك المركزي المصري.
- نظراً للدور الكبير الذي يلعبه سعر الصرف في التأثير في الطلب على النقود بمفهوميه الضيق والواسع، ينبغي أخذه في الاعتبار عند تصميم السياسة النقدية مع التركيز على أن ارتفاع سعر الصرف يؤدي إلى زيادة الطلب على الأرصدة النقدية الحقيقية أي أن له أثاراً توسعية في هذه الحالة.

المراجع:

أولاً: المراجع باللغة العربية:

1. إبراهيم، إيمان. (2013). التطورات النظرية الحديثة في موضوع الطلب على النقود: الدلائل التجريبية من الدول النامية، *مجلة التجارة والتمويل*، عدد (2)، كلية التجارة، جامعة طنطا.
2. أبو العيون، محمود. (2003). *تطورات السياسة النقدية في جمهورية مصر العربية والتوجهات المستقبلية*، المركز المصري للدراسات الاقتصادية، ورقة عمل رقم (78).
3. أحمد، دعاء عقل، وأحمد، أميرة عقل. (2015). *السياسة النقدية بين النظرية والتطبيق*، كلية التجارة، جامعة بنها.
4. البسام، خالد عبد الرحمن. (2009). محددات الطلب على النقود فى المملكة العربية السعودية: دراسة قياسية للفترة (1975-2007)، *مجلة البحوث التجارية*، *31*(2،1)، كلية التجارة، جامعة الزقازيق.
5. البنك المركزي المصري. (2018/2017). *المجلة الاقتصادية*.
6. الجزار، حجازى عبد الحميد. (2018). تقييم السياسات النقدية المصرية منذ عام 2003 مع اهتمام خاص بدورها في مساندة أهداف خطط التنمية، *سلسلة قضايا التخطيط والتنمية*، عدد (297)، معهد التخطيط القومي، مصر.
7. الديغة، عبدالله محمد. (2018). تقدير الطلب على النقود في ليبيا: دراسة قياسية خلال الفترة 1970-2010، *[رسالة دكتوراه غير منشورة]*، كلية التجارة، جامعة المنصورة.
8. الزيود، عيد والسواعى، خالد. (2010). الطلب على النقود فى الأردن بإستخدام نموذج التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ، *مجلة دراسات العلوم الإدارية*، *37*(2)، جامعة الأردن.
9. الشمرى، ناظم محمد نورى. (1988). *النقود والمصارف*، دار الكتب للطباعة والنشر، العراق.
10. بسيونى، بهاء جمال. (2016) استهداف التضخم كإطار لإدارة السياسة النقدية في مصر: دراسة مقارنة، *[رسالة ماجستير غير منشورة]*، كلية التجارة، جامعة بنها.
11. خليل، سامى. (1994). *نظريات الاقتصاد الكلى الحديثة*، مطابع الأهرام والتوزيع، القاهرة.
12. طريح، نيفين. (2015). استقرار دالة الطلب على النقود في مصر: مضامين لسياسة نقدية فعالة، *مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية*، *17*(2)، المعهد العربى للتخطيط، الكويت.
13. عابد، بشير. (2017). دراسة اقتصادية لمحددات الطلب على النقود فى الجزائر، *مجلة ميلاف للبحوث والدراسات*، (5)، المركز الجامعى أحمد زبانة غليزان، الجزائر.
14. عابدين، داليا حسن.(2013). حماية البيئة فى الصناعة: دراسة تطبيقية على صناعة الأسمنت فى مصر، *[رسالة ماجستير]*، كلية التجارة، جامعة بنها.
15. عبد الفتاح، فردوس أحمد. (2020). أثر التغير فى سعر الصرف على الأسعار المحلية فى اليابان، *[رسالة ماجستير]*، كلية التجارة، جامعة بنها.

16. عبد اللطيف، أحمد السيد. (2014). تقدير دالة الطلب على النقود في مصر خلال الفترة 1981-2011، *مجلة بحوث اقتصادية عربية*، عددان (67- 68)، الجمعية العربية للبحوث الاقتصادية.
17. عطية، عبد القادر محمد. (2004). *الحديث فى الاقتصاد القياسى بين النظرية والتطبيق*، الدار الجامعية للنشر والتوزيع، الاسكندرية، مصر.
18. عنانى، محمد عبد السميع. (2009). *التحليل القياسي والإحصائى للعلاقات الاقتصادية، مدخل حديث باستخدام SPSS*، الدار الجامعية، ط (3)، الاسكندرية.
19. لطفي، أشرف، وإبراهيم، إيمان. (2012). استقرار دالة الطلب على النقود في الدول النامية باستخدام مدخل التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ: حالة مصر 1991 – 2010، *مجلة التجارة والتمويل*، عدد (2)، كلية التجارة، جامعة طنطا.
20. محمد، محمد عبد الواحد. (2005). تحليل دالة الطلب على النقود في مصر 1970– 2004، *مجلة أفاق جديدة للدراسات التجارية*، *17*(1،2)، كلية التجارة، جامعة المنوفية.
21. نجاء، علي عبد الوهاب. (2016). تقدير دالة الطلب على النقود في مصر خلال الفترة (1970-2014)، *مجلة جامعة الإسكندرية للعلوم الإدارية 53* (1) 260-297.

المراجع باللغة الأجنبية:

1- Adkins. C, Carter. R (2011). Using State for Principles of Econometrics, 4th Edition, Inc Wiley & Sons, New York.
2- Ahmed, A.A. (2017). Performance of the Egyptian Banking Sector During 1991-2014: An Analytical Study, *Journal of Business Studies and Research*, *37*(4), Faculty of Commerce, Benha university.
3- Ahmed, D. A., & Ahmed, A. A. (2019). The Impact of Energy Prices on Electricity Production in Egypt. International Journal of Energy Economics and Policy, 9(5), 194-206.
4- Ahmed, D.A. (2011). An Operational Framework for Inflation Targeting in Egypt, *Unpublished PHD Thesis*, University of Leicester, England.
5- ALrasasi, M. H. (2016). On the Stability of Money Demand in Saudi Arabia, Economic Recearch Department, *SAMA working paper* No. 16/6.
6- Bae, Y. and Dejong, R.M. (2005), Money Demand Function Estimation by Nonlinear Cointegration, *Ohie State University, USA*.
7- Bahmani-Oskooee, M., & Bahmani, S. (2015). Nonlinear ARDL approach and the demand for money in Iran. *Economics Bulletin*, *35*(1), 381-391.
8- Bashier, A. and Dahlan, A. (2011). The Money Demand Function for Jourdan: An Empirical Investigation, *International Journal of Business and Social Science, 2* (5), 77-86.

9- Bitrus, Y.P. (2011). The determinants of the demand for money in developed and developing countries, *Journal of Economics, and International Finance, 3* (15).

10-Brown, R.L., Durbin, J., Evans, J.M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time, *Journal of the Royal Statistical Society: Series B* (Methodological), 37(2), 149-163.

11-Danile, V, Foresti, p. and Napolitan, O. (2017). *The Stability of Money Demand in the Long-run: Italy 1861-2011, Cliometrica, 11*, 217-244.

12-Dwyer, G. P., & Fisher, M. (2009). Inflation and monetary regimes. *Journal of International Money and Finance*, 28(7), 1221-1241.

13-Eslami-Bidgoli, G. R., Bajalan, S., & Mirza Bayati, M. (2010). Estimating and Forecasting Demand for Broad Money in Iran through Cointegration Analysis and Stochastic Simulation. *Iranian Economic Review, 14*(25), 33-50.

14-Gujarati, Damoddar (2005). Basic Economics, 5th Edition, McGraw Hill Education, New York.

15- Hamdi, H., Said, A., & Sbia, R. (2015). Empirical evidence on the long-run money demand function in the Gulf Cooperation Council countries. *International Journal of Economics and Financial Issues, 5*(2), 603-612.

16-Hassan, S., Ali, U., & Dawood, M. (2016). Measuring money demand function in Pakistan. MPRA paper, No. 75496.

17-Hossain, A., & Arwatchanakarn, P. (2017). Does Money Have a Role in Monetary Policy under Inflation Targeting in Thailand?. *Journal of Asian Economics.*

18-Kim, B.W. (2014) .Estimating of Money Demand Function of South Korea Considering Regime Switching, *Chinese Business Review, 13* (12), 740-756.

19-Kjosevski, J., Petkovski, M., & Naumovska, E. (2016). The stability of long-run money demand in western balkan countries: An empirical panel investigation. *The South East European Journal of Economics and Business, 11*(2).

20-Kumar, S, Webber, D.J. and Fargher, s. (2010). Money Demand Stability: Acase Study of Nigeria, *MPRA pape,* No. 26074, 1-16.

21-Lothian, J. R. (2014). Monetary policy and the twin crises. *Journal of international Money and Finance*, 49, 197-210.

22-Mahmood, H., & Alkhateeb, T. T. Y. (2018). Asymmetrical effects of real exchange rate on the money demand in Saudi Arabia: A non-linear ARDL approach. PloS one, 13(11), e0207598.

23-Nyumuah, F.S. (2017). An Investigation into the Interest Elasticity of Demand for Money in Developing Countries: A panel Data Approach, *International Journal of Economics and Finance, 9* (3), 69-80.

24-Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1995). *An Auto regression Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, department of Applied Economics, University of Cambridge, England.*

25-Pesaran, M.H. Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics, 16* (3).

26- Samreth, S. (2008). Estimating money demand function in Cambodia: ARDL approach. MPRA paper, No.1627, 1-15.
27- Sriram, M. S. S. (1999). *Survey of literature on demand for money: theoretical and empirical work with special reference to error-correction models.* International Monetary Fund.
28- Tang, C.F. (2007). The Stability of Money Demand Function in Japan: Evidence from rolling cointegration approach, *MPRA paper,* No. 19807, 1-13.
29- Valadkhani, A. (2008). Long and Short-run determinants of the demand for money in the Asian – pacific countries: an empirical panel investigation, *Annals of Economics and Finance, 9* (1), 47-60.
30- Woodford, M. (2000). Monetary policy in a world without money. *International Finance*, 3(2), 229-260.