

دالة الطلب على النقود في سورية، المحددات والاستقرارية *Demand for Money Function in Syria: Its Determinants and Stability*

د. فادي شوكت خليل^{*}، د. هادي شوكت خليل²

¹ قسم التسويق والتجارة الالكترونية، كلية إدارة الأعمال، جامعة المنارة، سورية

fadi.khalil@manara.edu.sy

² قسم الإدارة المالية و المصرفية ، كلية إدارة الأعمال، جامعة المنارة، سورية

hadi.khalil@manara.edu.sy

تاريخ التسليم: 2025/02/02 تاريخ التقييم: 2025/04/07 تاريخ القبول: 2025/04/19

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى دراسة خصوصية دالة الطلب على النقود في سورية، و الاطلاع على مدى استقراريتها خلال فترة الحرب 2011-2020. أظهرت نتائج التحليل التجريبي القائم على اختبار الحدود *ARDL* لنموذج الطلب النقدي الحقيقي من نوع (*M1*) في سورية، أن معدل التضخم، سعر الفائدة، و سعر الصرف قد أحدثت الأثر المتوقع في رغبة الأفراد في الاحتفاظ بمكونات *M1*. من جهة أخرى، حافظ التضخم على تأثيره السالب في الأرصدة النقدية المحتفظ بها *M2*. لكن بالمقابل تلاشى تأثير معدلات الفائدة في رغبة الأفراد في الاحتفاظ بأرصدة ادخارية أو ودائع آجلة. علاوة على ذلك، أظهرت دالة الطلب على النقود في المدى الطويل من نوع *M2* استقراراً أعلى نسبياً من دالة *M1*. وهذا ما يدعم فكرة أن الرصيد النقدي من نوع *M2* يمثل أداة أفضل فيما يتعلق في صياغة أهداف السياسة النقدية

الكلمات مفتاحية: الطلب على النقود، التضخم، سعر الفائدة،، سعر الصرف.

تصنيف JEL : XN1، XN2.

Abstract

This study focuses on knowing what are the main factors that could be used by the Central Bank of Syria in order to predict the demand for money by applying the *ARDL* method (Pesaran et, 2001), on quarterly data for the period 2011-2020. Bound test of the real money demand model of (*M1*) shows that inflation, interest rate, and exchange rate have produced the expected effect in the *M1* equation. Besides, the inflation rate maintained its negative impact on the *M2* money balance on the expense of the interest rate which doesn't express any effect. Moreover, the long-run *M2* money demand function showed relatively higher stability than the *M1* function. This goes in line with the idea that *M2* money aggregate is a better tool for formulating monetary policy objectives in Syria.

Keywords: keywords; Demqnd for Money, Inflation, Interest rate, Exchange Rate.

Jel Classification Codes: XN1, XN2.

استخدمت العديد من الأدبيات الأكاديمية التي تهتم بالاقتصاد القياسي دالة الطلب على النقود لما تحتويه من خصائص شاملة للمستويات الثلاث للاقتصاد (الكلي، الجزئي، والسوقي). من جهة توفر هذه المستويات الثلاث الميزة القياسية من حيث دراسة التأثيرات الآنية و اللاحقة (Lagged and Instantaneous) للإجراءات النقدية مع معالجة مشكلة التداخل Endogeneity ، الاستقرارية Constancy ، و التكامل Cointegration بين المتغيرات المدروسة وبالتالي بناء و تطوير النموذج القياسي المناسب ، Baba, Hendry, Hendry and Ericsson (1991b) and Ericsson, and Starr (1992) Ericsson and Hendry, and Tran (1994), Hendry and Doornik (1994) Ericsson and Sharma (1998), and Ericsson, Hendry, and Prestwich (1998) . من جهة أخرى، لاقت برزت أهمية دراسة الطلب على النقود للحكم على مدى فعالية السياسات النقدية خاصة في الدول النامية والتي في معظمها تركز على استهداف مستويات العرض النقدي، هذا العرض الذي يستهدف بالضرورة بما يتناسب مع مستويات الطلب على النقود المتوقعة كما أكدت عليه الأدبيات المؤيدة للنظريات النقدية الكلاسيكية والنيوكلاسيكية، ابتداءً من معادلة Fisher، مروراً ب Baumol and Tobin ووصولاً إلى Milton Friedman. يبدأ التفكير بدالة الطلب على النقود انطلاقاً من البحث عن تعريف واضح له، ويبدأ أي تعريف منطقي لحجم الطلب على النقود بالبحث عن طريقة لقياس مستويات الطلب على وسائل الدفع المتاحة في الاقتصاد، فمجموع وسائل الدفع ماهي إلا تعبير آخر عن المجاميع النقدية والتي عادة ما يطلق عليها العرض النقدي. النظرية الكمية للنقود و رواد جامعة Cambrige كانوا أول من حول معادلة Fisher للعرض النقدي إلى وسيلة لنمذجة دالة الطلب على النقود. المعادلة الكمية للنقود تربط مجموع وسائل الدفع المتوفرة في الاقتصاد بمتغير الدخل الحقيقي أي أنها تأخذ بعين الاعتبار تأثير العرض النقدي على العلاقة بين الدخل الاسمي و مستويات التضخم في الاقتصاد. هذا يعني، و بشكل بديهي، أن استهداف العرض النقدي سيفيد في استهداف مستويات الدخل الاسمي ومستويات الأسعار السائدة، وبالنسبة لهذا يضيف أهمية أكبر على ضرورة دراسة محددات الطلب على النقود باعتبارها الوجه الآخر للعرض النقدي عند مستويات التوازن، هذا ما أكد عليه رواد جامعة كامبريدج.

تبنى الكلاسيكيين فكرة أن النقود على المدى الطويل لا تترك تأثيراً على مستويات الناتج القومي بقدر ما تؤثر مباشرة في مستويات الأسعار السائدة. وجهة النظر هذه كانت الأساس الذي اعتمدت عليه العديد من الدراسات في تفسير عدم وجود علاقة بين العرض النقدي و المتغيرات الاقتصادية، وبالتالي خلصت إلى عدم أهمية النقود في إحداث التغيرات المطلوبة خلال فترات اختلال التوازن الاقتصادي (Woodford, 2008). في المقابل كثيرة هي الأبحاث التي أيدت أهمية النقود في الدورة الاقتصادية، انطلقوا في ذلك من حقيقة إعادة توضيح الفكر الكلاسيكي النقدي ودمجه مع الفكر الكنزي خاصة فيما يتعلق بإعادة الاعتبار لأهمية دراسة المتغيرات الاقتصادية في الأجل القصير (King, 2002). فالسياسات الظرفية وخاصة النقدية منها تهتم كثيراً بالأجل القصير، و صناعات السياسات يهتمون في إحداث الأثر المطلوب بشكل آني مع مراعاة لما يطلق عليه ظاهرة عدم الاتساق الزمني Time Inconsistency، وهو مراعاة ديناميكية المؤشرات الاقتصادية، من حيث أنها تتغير باستمرار، خلال الفترة من لحظة اتخاذ القرار النقدي إلى لحظة وصول أثر هذا القرار إلى الفضاء الاقتصادي الحقيقي. Milton Friedman أكد في زبدة كتاباته على حقيقة أن التضخم المستمر ما هو إلا ظاهرة نقدية، سببه الرئيسي الخلل بين الزيادات المستمرة في العرض النقدي دون أن يواكبه زيادة في الكتلة الحقيقية في السلع والخدمات. ولا شك من جهة أخرى، أن أي تغير في الكتلة الحقيقية من السلع والخدمات يترافق مع تغيرات في الطلب على النقود، باعتبار أن الطلب على النقود أي الاحتفاظ بها هو بالضبط عدم انفاقها على شراء السلع والخدمات. فاختلال التوازن بين العرض الكلي و الطلب الكلي في سوق السلع والخدمات، يوازن اختلال في الطلب و العرض النقدي في سوق النقود. ففي الضغوط التضخمية يتوقع أن تترافق مع انخفاض الطلب على النقود و مع ارتفاع الانفاق على السلع والخدمات دون أن يرافقه زيادة في العرض الكلي منها. مما سبق يتضح أهمية دراسة ديناميكية دالة الطلب على النقود باعتبارها تترك أثراً في مستويات الأسعار و الدخل الحقيقي، وبالتالي أهمية أخذها بعين الاعتبار عند صياغة السياسات النقدية.

تتعدد أنواع المتغيرات المستهدفة من قبل المصرف المركزي، بعضها ما يرتبط باستهداف مستويات العرض النقدي، وبعضها الآخر تحول إلى استهداف مستويات الأسعار. تبرز أهمية دراسة محددات دالة الطلب على النقود في أنه مهما تغير نوع المتغير المستهدف

فأن هذه الدالة تتدخل بشكل مباشر في مدى مجاح صناعات السياسات النقدية في تحقيق التغير المطلوب، فاستهداف مستوى معين من العرض النقدي لا يمكن أن يعطي نجاعته دون الأخذ بالحسبان المستوى المتوقع من الطلب على وسائل الدفع المتاحة. أيضاً استهداف مستوى الأسعار لا بد من أن يكون في ضوء دراسة حافز و رغبة الأفراد للاحتفاظ بالأرصدة النقدية أو إنفاقها (Piguو Effect).

حصرت الدراسات الأكاديمية و النظريات النقدية محددات دالة الطلب على النقود بالدخل الاسمي، و بتكلفة الفرصة البديلة على اختلاف تعريفها (معدل الفائدة، معدل العائد على الأصول البديلة للنقود)، و معدل التضخم (مستويات الأسعار). اختلفت نتائج الدراسات حول الأهمية النسبية لهذه المحددات و دلالتها الإحصائية باختلاف البلدان عينة التطبيق و باختلاف الظروف الاقتصادية التي تمر بها. ففي البلدان النامية التي تتصف بأغليتها بضعف التطور المالي و تكنولوجيا المعلومات في أسواق الأصول المالية البديلة تنخفض أهمية محدد الفرصة البديلة لصالح الدخل الاسمي والتضخم. يعود السبب في ذلك إلى انخفاض الوعي المصرفي والمالي لدى الأفراد في هذه البلدان و حافزهم لتبديل النقود المتحفظ بها والتخلي عنها مقابل الاحتفاظ بالأصول الأخرى حتى و إن ارتفع العائد على هذه الأخيرة مقارنة بمنفعة الاحتفاظ بالنقود.

تمتلك هذه المحددات خصوصية أيضاً في بيئة الاقتصاد السوري، وذلك نتيجة التقلبات التي عانى منها هذا الاقتصاد نتيجة الحرب، و نتيجة التغيرات التي طرأت في العقد الأخير على جميع متغيرات الفضاء الاقتصادي، المالي، والنقدي. فالأطراف التي تلعب دوراً كبيراً في تحديد العرض النقدي والطلب عليه تعرضت للضرر ولتغيرات كبيرة في سلوكها الاقتصادي و المالي، فغابت السياسات الاقتصادية الواضحة من الحكومة و لم يكن واضحاً النهج الاقتصادي المتبع في استهدافه للمتغيرات النقدية، أيضاً القطاع العائلي عانى من انخفاض في مستويات المعيشة و من هزات كبيرة في عنصر الثقة لديه اتجاه الاتجاهات المستقبلية للتضخم و لمستويات الدخل وبالتالي إلى غياب دافع الاحتياط للاحتفاظ بالنقود إلى لدى الطبقات الغنية من الأفراد. القطاع المصرفي في سورية شهد في العقد الماضي من أزمات مالية تعلقة خاصة بمصادر التمويل و من انخفاض في القيمة الحقيقية لاستثماراته في القروض، مما ساهم في تغيرات جذرية في منهج الوساطة التمويلية لديه في

تحويل المدخرات إلى وسائل تمويل للاقتصاد، و أدى ذلك بدوره إلى تغييرات جذرية في دور هذه المصارف في خلق النقود، أي في مدى تأثيرها في كل من جانبي العرض والطلب على النقود. كل هذه العوامل سابقة الذكر يجعل من الصعوبة لصناع السياسات النقدية في سورية في اختيار الأداة النقدية المناسبة لمعالجة الخلل النقدي تمهيداً لإصلاح الخلل في الاقتصاد الحقيقي و تحسين مستويات المعيشة والاستهلاك.

في هذا الصدد، تأتي هذه الدراسة كمحاولة لتحليل محددات الطلب على النقود و دراسة استقرارياتها، و بالتالي تحديد الدافع الذي يساهم في شرح التغيرات في مستويات الطلب على وسائل الدفع في سورية، تمهيداً لمساعدة السلطات النقدية في تحديد المتغير النقدي الواجب استهدافه لتحقيق التوازن النقدي و للوصول إلى الاقتصاد إلى مستوى تشغيل الموارد المتاحة.

2. الدراسات السابقة و التحليل النظري:

تتنوع الأدبيات النظرية و العملية التي اهتمت بدراسة دالة الطلب على النقود بتنوع الأهمية النسبية لمحدداتها، فالنظام النقدي المتبع و المتغيرات النقدية المستهدفة تختلف باختلاف التطور الاقتصادي والمالي في البلدان النامية عنه في البلدان المتقدمة، فالمحددات المستخلصة من النظرية الكمية للنقود و معادلة Fischer

$$MV = PY$$

تتركز بشكل رئيسي في أن الدخل الاسمي يؤثر على دافع المعاملات للاحتفاظ بالنقود من قبل الأفراد. كانت وجهة نظر Irving Fischer أنه المعاملات الكثيرة تحتاج في تسويتها إلى نقود أكثر وبالتالي يضطر الأفراد للاحتفاظ بنقود أكثر في تسوية معاملاتهم، و بما أن من الصعوبة بمكان قياس عدد الصفقات المنفذة في الاقتصاد خلال فترة زمنية محددة، فقد استعاض عنه اقتصادي جامعة Cambridge ب متغير الدخل الاسمي باعتباره المتغير المعتاد قياسه في أغلب الاقتصاديات، وتبعاً لذلك، ونتيجة افتراض ثبات سعر دوران النقود ذات الطابع المؤسساتي، فإن التغير في الكمية المطلوبة الرصيد النقدي الحقيقي (M/P) يجب أن تظهر مرونة إيجابية اتجاه التغيرات في الدخل الحقيقي Y. في الواقع، استخدمت العديد من الدراسات تعريف الطلب الكلي بمكوناته (الاستهلاك الخاص، الاستثمار الخاص، الانفاق الحكومي، وصافي الصادرات) في معادلة الطلب على النقود، ولكن تميز بعض الكتاب في استخدام مكون الاستهلاك الخاص C ، خاصة عندما لا يظهر

الطلب على النقود المرونة المتوقعة اتجاه التغيرات في الدخل الاسمي، تم تبرر هذه الخطوة في إن المكونات الأخرى كالأستثمار الخاص و الانفاق الحكومي من الممكن أن ترتبط ضمناً بمحددات أخرى كسعر الفائدة، والسياسة المالية المتبعة على التوالي. ففي دراسة مطبقة على جمهورية التشيك وجد كل من (Klacek and Smidkova 1995) أن الاستهلاك الخاص نجح في لعب دور متغير عدد الصفقات في تفسير التغيرات في الطلب الكلي بشكل إيجابي. بالنسبة لمكون صافي الصادرات يمكن فهم حساسية إدراجه باعتباره متأثر أيضاً مباشرة بالتغيرات في أسعار الفائدة أو في أسعار الصرف، مثلاً أثبت Wrobel and Klos (2001) أن الصدمات النقدية و التغيرات في الطلب على النقود في بولندا أظهرت مرونة اتجاه التغيرات في سعر الصرف.

لم يبقى الدخل الاسمي المتغير الوحيد في الأدبيات النظرية الذي يساهم في تفسير التغيرات في دالة الطلب على النقود، و شاركه في ذلك متغير سعر الفائدة خاصة بعد ما سادت أفكار كينز و دوافعه الثلاث (المعاملات، الاحتياط، المضاربة)، بالإضافة الرئيسية ل Keynes كانت من ناحية اعتبار معدل الفائدة الاسمي بمثابة تكلفة الفرصة البديلة التي يضحي بها الأفراد عندما يقررون الاحتفاظ بالنقود، وعزز رأيه بنقد افتراض ثبات سرعة دوران النقود، بل على العكس اعتبرها أنها متغيرة إيجابياً مع تغيرات معدلات الفائدة الاسمية السائدة في الأسواق، فكلما ارتفع معدل الفائدة كلما زادت تكلفة الفرصة البديلة وكلما زاد حافز الأفراد للاستغناء عن الأرصدة الحقيقية المحتفظ بها من النقود لأغراض المضاربة حيث تكون أسعار الأصول المالية في مستويات متدنية مغرية للمضاربة أي بشرائها تمهيداً لبيعها بأسعار أعلى، وبالطبع تترافق الأسعار المرتفعة للأصول المالية (ذات الدخل الثابت) مع معدلات فائدة منخفضة، و بالنتيجة ترتفع عندها مستويات الطلب على الأرصدة الحقيقية من النقود. يمكن وضع أفكار Keyens كتمهيد مبسط لنظرية محفظة الأصول، بافتراضها أن المفاضلة بين الأصول تتم من خلال مقارنة معدل العائد التي تدره، لكن وجه النقد لهذه الفكرة من ناحيتين: من جهة أن تطبيقها يحتاج إلى اقتصاد يسود فيه تبادل متطور للأصول المالية في أسواق مالية متقدمة، ومن جهة أخرى يتعلق ب تركيز Keyens الكبير على معدل فائدة وحيد وهو معدل الفائدة على سندات الخزينة واعتباره مثلاً لجميع أنواع الفائدة الأخرى. إذاً هنا تتضح أهمية أخرى لضرورة التمييز عند دراسة دالة الطلب على النقود و

محدداتها بين البلدان النامية والمتقدمة، ففي الأوقات العادية (خارج الأزمات) تقترب معدلات الفائدة خطياً من بعضها بينما الأمر عكسه تماماً في أوقات الأزمات المالية حيث تتسع فيها علاوة الخطر Risk Premium و علاوة الزمن Khan Term Premium (1980). م مثلاً، استخدم (1977) Humberger أنواع مختلفة من معدلات الفائدة، كالفائدة على ودائع التوفير Saving Deposits، و الفائدة طويلة الأجل على السندات الحكومية US Bonds، ومعدل العائد Yields على الأسهم. بنفس الوقت و على الرغم من غياب الأسواق المالية المتقدمة نسبياً في البلدان النامية وضعفها في تمكين الأفراد من المفاضلة بين الأصول البديلة للنقد، فهناك عدة دراسات مثل دراسة (1974) Swilem و دراسة (1984) Al-Basha و التي خلصت إلى تأييد دور تكلفة الفرصة البديلة الذي يلعبه سعر الفائدة في التأثير السلبي على كمية النقود المحتفظ بها.

تم التطرق إلى فكرة منفعة الاحتفاظ بالنقد و مقارنتها مع تكلفة الفرصة البديلة في نظرية المخزون Inventory theory of Money مع روادها (1952) Baumol و (1956) Tobin، الفكرة الرئيسية التي قدموها كان الربط بين معدل الفائدة (المقترح من Keynes)، و بين دافع المعاملات Transaction Motif للطلب على النقود. فمنفعة الاحتفاظ بالنقد أخذت شكلين أولها الفائدة التي يمكن تحقيقها من جراء الاحتفاظ بوسائل دفع تدر عائد كالدائعات الادخارية أو الآجلة وثانيها هي التكلفة C التي يتم تجنبها في حال تم الاحتفاظ بالنقد بعناها الضيق M1 أو الواسع M2، تلك التكلفة التي يتكبدها الأفراد عند تحويل أصولهم المدرة للعائد إلى نقد سائل يصلح لتسوية مدفوعاتهم، فكلما ارتفعت هذه التكلفة كلما زادت الرغبة لطلب النقود والاحتفاظ بها، والعكس صحيح، أي أن دافع المعاملات للطلب على النقود لا يرتبط إيجابياً فقط بالدخل (كما أدت النظرية الكمية) و إنما أيضاً بتكلفة C. في نفس الوقت، حافظت نظرية Inventroy على فكرة أن تكلفة الاحتفاظ بالنقد هي تكلفة الفرصة البديلة أي العائد الذي تدره الأصول البديلة و الذي يتخلى عنه الأفراد نتيجة احتفاظهم بالنقد بشكلها السائل M1، فكمية النقود المحتفظ بها لأغراض المعاملات من الدخل الدوري الذي يتلقاه الأفراد في بداية كل فترة زمنية من الممكن أن تنخفض إذا ارتفعت تكلفة الفرصة البديلة، عندها يلجأ الأفراد إلى الاحتفاظ فقط بالجزء من كمية النقود التي تكفي لتنفيذ معاملاتهم حتى منتصف الفترة مثلاً، مع تحويلهم للجزء الآخر إلى أصول مالية تدر عائداً، ومن ثم عند منتصف الفترة يقومون بتحويل هذه الأصول إلى نقد لتسوية

المدفوعات خلال الفترة المتبقية (النصف الثاني). بشكل بديهي، لكي يبدو ما سبق منطقياً يجب أن تكون تكلفة الفرصة البديلة أكبر من (C) تكلفة تحويل الأصول المالية إلى نقد. لكن بالمقابل، لا يمكن إهمال إن الأسواق المالية في البلدان النامية لا تتمتع بالعمق المالي Financial Depth المطلوب لكي تتجح في تقديم الأصول المفيدة للأفراد و التي يمكنهم تفضيلها على النقود وفقاً لمعيار المفاضلة بين العائد و التكلفة C، كما أن القطاع المصرفي فيها يعاني من ضعف التطور المهني والتقني مما يؤثر سلباً على قدرته على تزويد الأفراد ببدائل السيولة أو وسائل تسوية المدفوعات. من ناحية أخرى، الفائدة على الودائع الادخارية و التي تمثل عائداً للاحتفاظ بالنقود يكون منخفضاً مقارنة بمعدلات التضخم التي عادة ما تتسارع بشكل كبير في هذه البلدان، كل هذا يجعل من فكرة نظرية المخزون غير قابلة للتطبيق بشكلها الأولي، بمعنى أن معدل التضخم يجب أن يدخل في محددات دالة الطلب على النقود باعتباره أيضاً يرتبط بمنهج هذه النظرية من حيث اعتباره كتكلفة فرصة بديلة. كان (Milton Friedman 1956)، من المفكرين النقديين الذين أيدوا فكرة إدخال التضخم كمحدد رئيسي لرغبة للأفراد للاحتفاظ بالأرصدة الحقيقية من النقود. استخدم Friedman منهج نظرية إدارة الأصول المالية وفقاً لمبدئ إدارة المحفظة، أي وفقاً لوجهة نظره لا بد من اعتبار النقود كأصل مثله مثل باقي الأصول الأخرى كالأسهم والسندات، وأيضاً السلع الحقيقية. وكل من هذه الأصول له يحقق عائد من الاحتفاظ به، لذلك يرتبط سلوك الأفراد بالطلب على النقود بالفرق بين العائد الذي يمكن تحقيقه من الاحتفاظ بهذه الأصول وذلك العائد الذي تحققه النقود (كمعدل الفائدة). فالارتفاع مثلاً في الفرق بين العائد على من السندات والأسهم وبين معدل الفائدة على النقود سيجعل الأفراد أقل انجذاباً للاحتفاظ بالنقود والعكس صحيح. أيضاً الأمر سيان فيما يتعلق بالتضخم والذي اعتبره Friedman كعائد من الاحتفاظ بالسلع الحقيقية، أي بمعنى كلما كان معدل التضخم كبيراً بالنسبة لمعدل الفائدة الاسمي كلما انخفضت القيمة الحقيقية للنقود المحتفظ بها وبالتالي كلما انخفضت رغبة الأفراد بالاحتفاظ بثروتهم بشكل نقدي. حسب رأي بعض المفكرين مثل Mankiw (1997) فإن Friedman تميز خاصة في التعبير عن تكلفة الفرصة البديلة بأكثر من مؤشر ولم يقصرها كما فعل Keynes بمعدل العائد على السندات، أيضاً لا يمكن إهمال إضافته فيما يتعلق باستخدام مؤشر الدخل الدائم Permanent Income (بدلاً من الدخل

الدوري) كمحدد مهم يؤثر بشكل إيجابي في رغبة الأفراد بالاحتفاظ بالنقود. لكن فيما يخص التضخم فقد كان Keynes وبشكل مفاجئ سابقاً في أخذه معدل التضخم بعين الاعتبار وذلك من خلال استخدامه لمعدل الفائدة الاسمي الذي يتضمن وفقاً لتعريف معادلة Fisher معدل التضخم المتوقع، فارتفاع التوقعات بمعدل تضخم مرتفع سيؤدي إلى رفع معدلات الفائدة الاسمية وبالتالي انخفاض في رغبة الأفراد للاحتفاظ بالنقود لأغراض المضاربة. هناك الكثير من الدراسات التي أدخلت مفهوم التضخم في معادلة الطلب على النقود في تطبيقاتها في البلدان النامية، بعضها وجدوا أن تأثير التضخم كان واضحاً في تفسير التغيرات في الطلب على النقود مثل (Klacek and Smidkova (1995 في جمهورية التشيك، (Galbis (1979 في دول أمريكا اللاتينية، (Hemaya (1990 في مصر، (Akhtar (1979) و (Abe et al (1975 في باكستان، (Nyong (1993 في جنوب إفريقيا، (Molixi and Bahmani (1991 في 13 دولة نامية. بالمقابل عديدة أيضاً هي الدراسات التي لم تنجح في إيجاد الإشارة المتوقعة للتضخم في تحسين تفسير التغيرات في دالة الطلب على النقود مثل (Morgan (1979 في البلدان المصدر للنقط، (Mackenzi (1979 في مصر، (Al-Diabi (1993 في الجزائر.

1.2 دالة الطلب على النقود في سورية:

في سورية كما هو الحال في معظم البلدان النامية يعتبر البديل الرئيسي للاحتفاظ بالنقود هو اقتناء (الطلب) على السلع الحقيقية. إذ لا بدّ من الإشارة، إلى أنه في هذه البلدان، غالباً ما يكون سعر الفائدة مقياس غير مرضٍ لتكلفة الفرصة البديلة جراء الاحتفاظ بالنقود. وذلك لسببين، أولاً، الأسواق المالية خارج النظام المصرفي ليست متطورة بشكل جيد، لذا فإن احتمالات الاستبدال بين النقود والأصول المالية الأخرى تكون محدودة. أما ثانياً، فهو الملاحظة الأكثر أهمية وهي أن أسعار الفائدة موضوع الدراسة غالباً ما يتم تحديدها مركزياً وتبقى دون تغيير لفترات طويلة. لذلك، لا يوجد تباين كافٍ في متغير سعر الفائدة بالشكل الذي يمكننا من كشف وتقدير تأثيره في معادلة الطلب على النقود.

كما أشار Thornton 1983 إن الطلب على النقود هو الرابط بين السياسة النقدية وبقية الاقتصاد. فمثلاً من أجل التنبؤ بشكل مناسب بتأثير تغيير معين في عرض النقود في متغيرات الاقتصاد الكلي مثل مستوى الأسعار أو أسعار الفائدة ، فيجب أن تظل وظيفة الطلب على النقود مستقرة.

إذاً في ضوء السرد السابق لنظريات محددات الطلب على النقود وفي ضوء الدراسات التطبيقية التي تناولت محددات الطلب على النقود سنقوم بتقدير اختيار المحددات التالية المتعلقة بالدخل و بتكلفة الفرصة البديلة: الدخل الحقيقي (الإنفاق الاستهلاكي خاصة)، التضخم، سعر الفائدة على الودائع لأجل (متوقع علاقة عكسية مع $M1$ و طردية مع $M2$).

$$\left(\frac{Md}{p}\right) = f(Y(C), i + e$$

لذلك سيكون الجزء من العرض النقدي المُفسَّر بمحددات و هي : التضخم، سعر الفائدة، الدخل، بمكوناته، هو يعبر عن الجزء المطلوب الاحتفاظ به كنقود أي بكلام آخر هو حجم الطلب على النقود. سيتم التطبيق على العرض النقدي من نوع $M2$ والذي يتكون من الودائع الجارية ، الادخارية، و الأجلة قصيرة الأجل.

3. البيانات وتقدير النموذج:

تعتمد هذه الدراسة على بيانات بتكرارات ربعية لمتغيرات النموذج. تم استخدام العرض النقدي من نوع $M1$ ، $M2$ لقياس المتغير التابع. و بيانات ربعية عن التضخم وسعر الفائدة على الودائع لأجل، خلال الفترة 2011 – 2020.

تشير النظرية عادةً إلى أن العرض النقدي يجب أن يتساوى مع الطلب النقدي و هذا الأخير هو عبارة عن دالة ل مستوى الأسعار والدخل و معدل الفائدة. لكن المشكلة عند معالجة البيانات هي أننا يجب أن نعيد كتابة النموذج وإضافة معامل الخطأ إلى المعادلة. إذا أردنا أن نقدر هذه المعادلة فإن معامل الخطأ هذا يجب أن لا يزداد عبر الزمن لأن النظرية تلمح إلى وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة. فإذا كان هناك اختلاف بين التركيبة الموجودة ضمن قوسين في الأسفل و بين العرض النقدي M وهو ما يعبر عن معامل الخطأ، فإننا سنحرف باستمرار عن وضع التوازن.

$$M^S = M^d = (\beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 r_t) + e_t$$

لكن النظريات النقدية تؤكد باستمرار أن الطلب على النقود يتساوى مع العرض النقدي في المدى الطويل وهذا ما يعبر عنه بالتوازن في السوق النقدي، بالشكل الذي يساعد في الوصول إلى مستوى التوازن في سوق السلع و الخدمات و بالتالي تجنب حدوث ظاهرة التضخم.

استخدمت العديد من الدراسات منهج ARDL للتكامل المشترك في دراسة العلاقة طويلة المدى بين الطلب على النقود ومحدداته. بعض هذه الدراسات هي دراسة (Bahmani-Oskooee and Halicioglu and Uhur, 2005) في تركيا، دراسة (Akinlo, 2006) لنيجيريا ، دراسة (Rehmani, 2005) لسبعة دول آسيوية، دراسة (Long et al, 2008) للفلبين ، دراسة (Samreth, 2008) لكمبوديا ، دراسة (Baharunashah et al, 2009) للصين ، ودراسة (Achsani, 2010) لإندونيسيا. يتعامل نموذج الانحدار الذاتي لفترات التباطؤ الموزعة Autoregressive distributed Lags model في دراسة التكامل المشترك الفردي Single co-integration بناءً على طريقة تحليل الحدود. تم تقديمه بداية من قبل (Pesaran and Shin, 1999) ثم تم تطويره أيضاً بواسطة (Pesaran et al. , 2001). يتميز نهج ARDL بأنه لا يتطلب كما في منهج التكامل المشترك وفق Johansen بأن تكون جميع المتغيرات من نمط (1) بحيث يبقى قابلاً للتطبيق في حال وجود متغيرات بدرجات تكامل (0) و (1) ا. ا.

من المهم بمكان تحديد ما هو المقياس الصحيح للنقود ليصار إلى استخدامه كأداة للسياسة النقدية من أجل تحقيق هدف استقرار الأسعار. لهذا السبب تأخذ الدراسة في الاعتبار كلاً من M1 و M2، كمقياس للمجامع النقدية المستخدمة كمتغير تابع في النموذج المقدر. كما في (Bahmani, 1996) و (Bahmani and Rehman, 2005) ، سيتضمن النموذج الرصيد النقدي الحقيقي، والدخل الحقيقي ، ومعدل التضخم ، وسعر الصرف.

$$LM_t = a_0 + a_1LY_t + a_2INF_t + a_3EXH_t + u_t \quad (1)$$

من المتوقع و وفقاً لـ (Arango and Nadiri, 1981) و (Bahmani-Oskooee and Pourheydarian, 1990)، أن تأخذ المعلمة a_1 إشارة موجبة لتعكس المرونة الإيجابية للدخل اتجاه التغيرات في مستويات الدخل، وأن تكون إشارة a_2 سالبة والتي تعبر عن المرونة السلبية للطلب على النقود اتجاه التغيرات في معدلات التضخم، بينما بالنسبة لـ a_3 فمن المرجح أن تأخذ إشارة سلبية، وذلك يشرح الأثر السلبي لارتفاع

سعر الصرف (الانحدار في قيمة العملة المحلية اتجاه الدولار) على جاذبية الاحتفاظ بالنقود المحلية.

تأخذ المعادلة (1) الشكل التالي إذا ما تم صياغتها وفقاً لنموذج ARDL :

$$\Delta LM_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_{1i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{2i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{3i} \Delta INF_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{4i} \Delta EXH_{t-i} + \beta_1 LM_{t-1} + \beta_2 LY_{t-1} + \beta_3 INF_{t-1} + \beta_4 EXH_{t-1} + e_t \quad (2)$$

تعتبر معاملات $(\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)$ عن العلاقة طويلة الأجل بين الطلب على النقود ومحدداته، بينما تعتبر المعاملات $(a_{1i}, a_{2i}, a_{3i}, a_{4i})$ عن العلاقة الديناميكية قصيرة الأجل بين المتغيرات المدروسة.

تستخدم الدراسة اختبار الحدود Pesaran et al, 2001 J Bound test للتحقق من وجود العلاقات طويلة المدى بين LM، LY، INF، LEXP. يعتمد هذا الاختبار على F-test Wald Statistic للفرضية العدم التي تنص على عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات المدروسة مقابل الفرضية البديلة بوجود التكامل المشترك. يجب أن يتم مقارنة قيمة F-statistic المحسوبة مع قيم Pesaran الجدولية عند مستوى دلالة 5%، إذا كانت قيمة F المحسوبة أعلى من الحد الأعلى Upper Bound يتم عندها رفض فرضية العدم بعدم وجود علاقة طويلة الأجل، وإذا كانت قيمة F المحسوبة أصغر من الحد الأدنى Lower Bound عندها لا يمكن رفض فرضية العدم. بنفس الوقت سيتم حساب المروانات طويلة الأجل والتي يتم حسابها من خلال قسمة المتغير المعني مع فترة تباطؤ واحدة على معامل المتغير التابع بفترة تباطؤ واحدة.

النموذج (2) بشكل ARDL من الممكن أن يتم صياغته بشكل نموذج تصحيح الخطأ ECM على الشكل التالي:

$$\Delta LM_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_{1i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{2i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{3i} \Delta INF_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{4i} \Delta EXH_{t-i} + \gamma EC + u_t \quad (3)$$

حيث يعبر EC عن الانحراف عن الوضع التوازني المتمثل بالعلاقة طويلة الأجل. عموماً يوجد طريقتين للوصول للنموذج تصحيح الخطأ سواء بتقديره مباشرة أو باعتماد نموذج ARDL ومن ثم إجراء إعادة ترتيب للحدود ليأخذ الشكل المعياري لنموذج تصحيح الأخطاء VECM. وفي ضوء ذلك سيتم تنفيذ اختبارات الاستقرار. تستخدم الدراسة بيانات بتكرارات ربع سنوية من موقع المصرف المركزي السوري Central Bank of Syria خلال الفترة : 2011:1-2020:1 لاختبار فرضية العدم التي تنص بعدم وجود تكامل مشترك (أو علاقة طويلة الأجل) مقابل الفرضية البديلة. تتمثل الخطوة الأولى في اختبار التكامل مشترك في تحديد درجة تكامل كل متغي، ومن أجل هذا الغرض تم إجراء اختبائي الاستقرار Augmented Dicky-Fuller و Phillips-Perron، والنتائج تظهر في الجدول التالي:

الجدول 1: (نتائج اختبارات الإستقرارية لمتغيرات الدراسة)

Integration degree	Phillips-Perron test		ADF test		Variable
	First difference	level	First difference	Level	
I(1) with trend and intercept	Stat: - 3.72	Stat: - 3.72	Stat: - 3.71	Stat: - 2.70	LM1
I(1) with trend and intercept	Stat: - 4.55	Stat: - 1.93	Stat: - 4.375	Stat: - 2.44	LM2
I(1)) with trend and intercept	Stat: - 3.77	Stat: 0.038	Stat: - 3.77	Stat: 0.24	LY
I(1) None	Stat: - 4.24	Stat: 0.908	Stat: - 3.82	Stat: 0.986	INF
I(0) with intercept	-----	Stat: - 3.40	Stat: - 2.19	Stat: - 1.85	IR
I(1) with intercept	Stat: - 2.48	Stat: - 1.48	Stat: - 2.54	Stat: - 1.27	LEXG

من الجدول (1) يتبين أنّ متغيرات الأرصدة النقدية الحقيقية M1، M2، التضخم، والدخل الحقيقي (LM1، LM2، LY، INF، LEXG) مستقرة عند الفرق الأول، لذلك هي

متكاملة من الدرجة الأولى (1)I. بينما معدل الفائدة على الودائع لمدة سنة مستقر عند المستوى (0)I. وبالتالي هذا ما يعطي حافز إضافي لاستخدام نموذج ARDL باعتبار أن المتغيرات المستخدمة مختلفة في درجة تكاملها (Pesaran et al 2001).

فإن اختبار F حساس لعدد فترات التأخير المفروضة على كل فروق الأولى المتغيرات. لذلك وعند تقدير المعادلة (2) باستخدام نموذج ARDL لا بد من الاعتماد على معايير Akaike من أجل تحديد عدد فترات التباطؤ المثلى للفروق الأولى للمتغيرات قبل استخدام F-test لاختبار المعنوية المشتركة Joint Significance لفترات تباطؤ المتغيرات عند المستوى Lagged levels of variables (Pesaran, 2001;)، (Bahmani-Oskooee and Brooks, 2003).

1.3 نتائج تقدير ARDL ل M1:

الجدول (2) يظهر نتائج تقدير نموذج ARDL للعلاقة طويلة الاجل للواريتم الأرصدة النقدية الحقيقية من نوع M1 كمتغير تابع (LM1) و المتغيرات LY, INF, LEXG, ir كمتغيرات خارجية Exogenous Variables.

الجدول 2: (نتائج تقدير المعادلة طويلة الأجل للأرصدة النقدية الحقيقية)

Levels Equation :				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LY	-0.469909	0.291687	-1.611	0.1208
INF	-0.023908	0.006926	-3.452	0.0022
IR	-0.085288	0.021005	-4.060	0.0005
LEXG	-0.105164	0.062830	-1.673	0.1077
EC = LM1 - (-0.4699*LY -0.0239*INF -0.0853*IR -0.1052*LEXG)				

تبلغ القيمة الجدولية Critical Value للحد الأعلى والحد الأدنى لاختبار F ب : 3.25 و 2.45 على التوالي. بلغت قيمة اختبار F-Bound المحسوبة 5.471 وهي

أعلى من قيمة الحد الأعلى . مما يشير إلى وجود علاقة تكامل طويلة الأجل في معادلة الأرصدة النقدية الحقيقية من نوع M1 و محدداًتها. أي أن هذه المتغيرات تتحرك معاً في الأجل الطويل وإن أي صدمة تطرأ على أحد هذه المتغيرات وتؤدي إلى انحرافه مؤقتاً عن منحى التوازن، لكن هذا الانحراف لا يلبث أن يختفي لتعود العلاقة طويلة الأجل بين هذه المتغيرات. هذا ما يبرز الحاجة إلى تقدير نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model لقياس سرعة العودة إلى منحى العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات المدروسة. لكن قبل ذلك لا بد من التعرف على مرونة محددات الأرصدة النقدية الحقيقية من نوع M1. تبعاً للجدول (2) فإن الدخل الحقيقي Ly لم يظهر أي تأثير ذو دلالة إحصائية في مستويات الطلب على الرصيد الحقيقي M1 حيث بلغت قيمة t-Statistics المرتبطة ب المتغير LY -1.611 وبقية Prob Value=0.120 وهي أكبر من مستوى 0.05. وهذا يخالف كل من النظرية الكلاسيكية و نظرية النقدية التي تنص أن الدخل الحقيقي يمثل أهم محددات الطلب على النقود. لكن من ناحية أخرى، تتناسب هذه النتيجة مع مستويات الدخل المتدنية في سورية مقارنة بمستوى الدخل المطلوب للعيش. فانخفاض القوة الشرائية للمستهلك جعل من التغيرات في دخله المنخفض نسبياً ليست ذات تأثير على مدى تقضيله للاحتفاظ بالنقود من عدمه. أيضاً، لا نستطيع القول أن هذه النتيجة مخالفة لوجهة نظر فريدمان باعتبار أن هذا الأخير استخدم مفهوم الدخل الدائم (الثروة) في معادلة محددات الطلب على النقود، وهذا الأمر يتعذر استخدامه في سورية لصعوبة قياس مؤشر الدخل الدائم Permanent Income. فانعدام مرونة الطلب على النقود اتجاه الدخل يجعل من منحى LM ليكون أفضياً وبالتالي تتخفّض عندها فعالية السياسة النقدية لتزداد فعالية السياسة المالية. بالنسبة لمؤشر التضخم INF فتظهر النتائج أن مرونة الطلب على النقود M1 اتجاه معدل التضخم أخذت قيمة سلبية -0.023 وهي ذات دلالة إحصائية عند مستوى 0.01. هذت النتيجة تنسجم مع المتوقع باعتبار أن ارتفاع مستويات التضخم يقلل من حافز الأفراد على الاحتفاظ بالأرصدة النقدية خاصة من نوع M1 . فقد بلغت مستويات التضخم في سورية مستويات كبيرة وهذا ما يجعل الأفراد قلقين على القوة الشرائية لرصيدهم من النقود و يدفعهم إلى التخلي عنها لصالح الاحتفاظ بالسلع الحقيقية (الأصول البديلة) (أثر بيجو (Pigou Effect).

من جهة أخرى، بلغت مرونة الطلب على النقود من نوع M1 اتجاه سعر الفائدة على الودائع لمدة سنة قيمة سالبة -0.08 و هي ذات دلالة إحصائية عند 1%. تتوافق هذه النتيجة مع المتوقع من حيث أن رفع معدلات الفائدة سيضعف من حافز الأفراد على الاحتفاظ بالأرصدة النقدية من نوع M1 أي أما بشكل العملة خارج الجهاز المصرفي C أو بشكل ودائع جارية (بدون فائدة). هذا يمكن تفسيره في أن الأفراد يفكرون في عدم خسارة تكلفة الفرصة البديلة والتي كان يمكن جنيها من الاحتفاظ بثروتهم تحت شكل أصول تدر داخلاً أو فائدة.

إن مرونة الطلب على النقود M1 اتجاه سعر الصرف أظهرت إشارة سلبية أيضاً و لكن بدلالة إحصائية ضعيفة عند مستوى 10%. فكلما ارتفع سعر الصرف اتجاه الدولار (تدهورت الليرة السورية) كلما قلت ثقة الأفراد بالأرصدة النقدية من نوع M1 .

ويمكن تمثيل معادلة الطلب على النقود من نوع M1 في الأجل الطويل كما يلي:

$$LM_1 = -0.469LY - 0.023INF - 0.085IR - 0.105LEXG$$

بعد أن تم إثبات وجود العلاقة طويلة الأجل Co-integration بين الكتلة النقدية الحقيقية (M1)، و بين الدخل الحقيقي ، ومعدل التضخم، سعر الفائدة وسعر الصرف الاسمي، سيتم تقدير نموذج تصحيح الخطأ في المعادلة 2 (Engle and Granger 1987). الهدف الرئيسي من ذلك هو فحص ديناميكيات علاقة المدى القصير. أي دراسة إمكانية حدوث الانحرافات عن هذا التوازن طويل المدى والتي يمكن أن يكون سببها وجود الصدمات في أي من متغيرات النموذج. بالإضافة إلى ذلك، من المفيد معرفة ما مدى اختلاف ديناميكيات العلاقة التي تحكم السلوك قصير المدى للطلب على النقود الحقيقية عن تلك الموجودة على المدى الطويل.

الجدول (3) يظهر نتائج نموذج تصحيح الخطأ بين لوغاريتم الرصيد الحقيقي

النقدي M1 و محدداته:

الجدول 3 : (نتائج تقدير نموذج تصحيح الأخطاء لمتغير الأرصدة الحقيقية LM1)

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.519684	0.622008	5.658586	0.0000
D(INF)	0.001629	0.000743	2.192011	0.0388
D(INF(-1))	0.001088	0.002474	0.439744	0.6642
CointEq(-1)*	-0.466434	0.082305	-5.667164	0.0000
R-squared	0.731483	Mean dependent var		-0.007546
Adjusted R-squared	0.701648	S.D. dependent var		0.054118
S.E. of regression	0.029560	Akaike info criterion		-4.084850
Sum squared resid	0.023593	Schwarz criterion		-3.899819
Log likelihood	67.31517	Hannan-Quinn criter.		-4.024534
F-statistic	24.51743	Durbin-Watson stat		2.334076
Prob(F-statistic)	0.000000			
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				

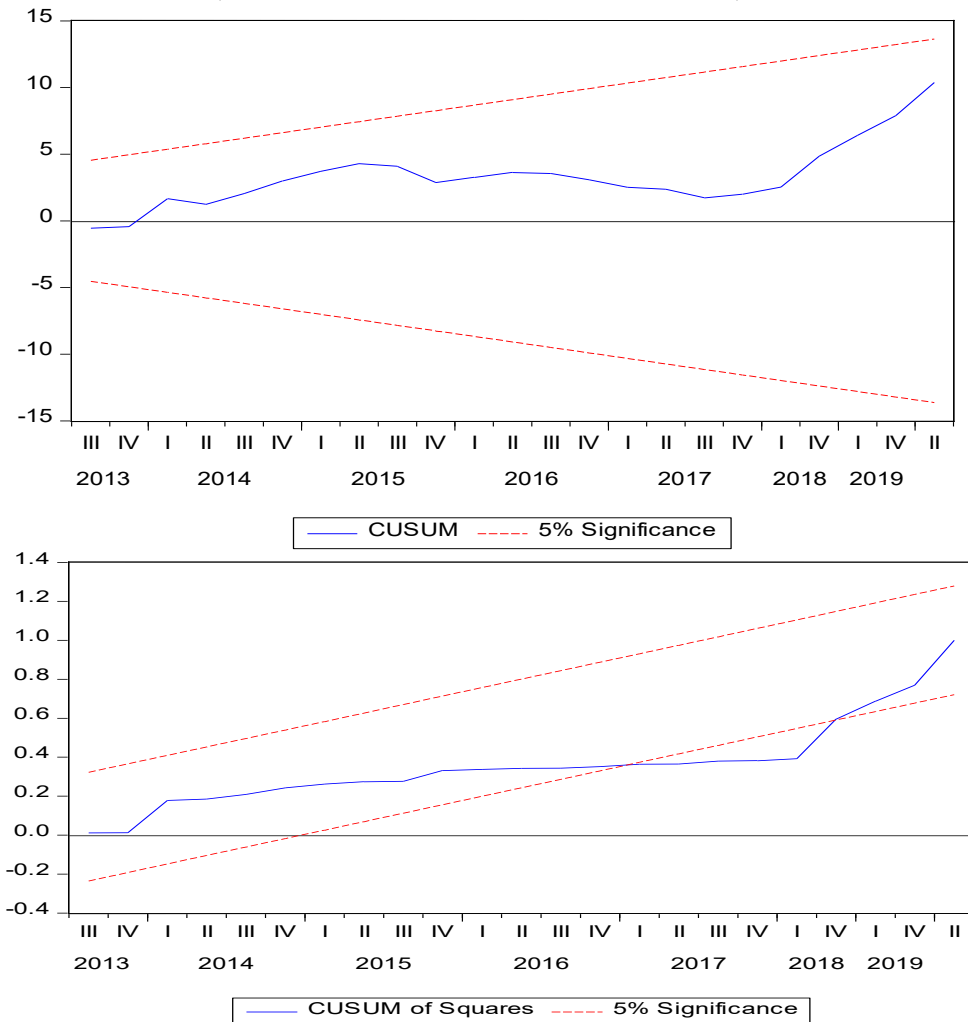
يظهر من الجدول السابق وجود علاقة قصيرة الأجل بين التغير في التضخم و الطلب على النقود من نوع M1، وهذه العلاقة موجبة وضعيفة جداً وإن كانت ذات دلالة إحصائية عند مستوى 5%. بالتركيز على حد الخطأ ECM نجد أنه يأخذ الإشارة الصحيحة السالبة و ذات الدلالة الإحصائية، حيث القيمة المطلقة لمعامل تصحيح الخطأ تبلغ 0.466. أي أن حوالي 46% من عدم التوازن في الطلب الحقيقي على M1 يقابله تعديل قصير المدى في كل ربع سنة Quarter (باعتبار أن البيانات ربعية). هذا يعني أن الأموال الزائدة المتحفظ بها في أحد الأرباع سرعان ما يتبعها انخفاض (بعد ربعين) في مستوى هذه الأرصدة

في الفترة التالية لتعود إلى مستوى التوازن طويل الأجل الذي تحدده العوامل : الدخل الحقيقي، التضخم، سعر الفائدة، و سعر الصرف الاسمي).

تظهر الاختبارات التشخيصية ¹Diagnosis Tests أنه لا يوجد دليل على وجود مشكلة تشخيصية Specification في النموذج. قيمة معامل التحديد تشير أن القوة التفسيرية للنموذج مقبولة حيث أن النموذج يفسر ما يقرب 72 ٪ من التباين في الطلب على النقود. يشير اختبار (Breusch-Goffrey Lagrange Multiplier) للارتباط الذاتي إلى أن بواقي النموذج ليست خاضعة لمشكلة الارتباط الذاتي. بالمقابل ووفقاً لاختبار (Jarque-JB)، فإنه عند مستوى دلالة 5 ٪، لا يمكن رفض فرضية العدم بأن البواقي موزعة بشكل طبيعي، حيث بلغت القيمة الاحتمالية Value - PROB - اختبار JB: 0.095 . يعتبر وجود علاقة مستقرة ويمكن التنبؤ بها بين الطلب على النقود ومحدداته شرطاً ضرورياً لصياغة استراتيجيات السياسة النقدية على أساس الاستهداف النقدي الوسيط (Sharifi-Renani 2007). وبالتالي، من المناسب دمج ديناميكيات المدى القصير لضمان ثبات معلمات المدى الطويل. في ضوء ذلك، سيتم تطبيق اختبار استقرارية معاملات Parametrs النموذج بالاعتماد على المجموع التراكمي للبواقي CUSUM و والمجموع التراكمي لمربع البواقي CUSUMSQ (Brown et al., 1975). إذا بقي مخطط CUSUM أو CUSUMSQ ضمن مستوى دلالة 5 ٪، يُقال إنَّ المعاملات المقدرة مستقرة. فيما يلي المخطط الذي يوصف كلا الاختبارين:

¹ لم يتم إدراج نتائج تشخيص جودة البواقي حرصاً على المساحة المخصصة لمعلومات أكثر أهمية، وهي متوفرة عند الطلب.

الشكل 1: (اختبار CUSUM و CUSUM Square ل M1)



نظرًا لأن مخطط الاختبار CUSUM ل M1 لا يتجاوز خطوط القيمة الحرجة ، لذلك يمكن الاستنتاج أن الطلب على النقود M1 مستقر. ومع ذلك ، فإن مؤامرة إحصاء CUSUMSQ ل M2 تتجاوز خط القيمة الحرج ، مما يشير إلى بعض عدم الاستقرار في الطلب على النقود M2. ومع ذلك ، يمكن أن تكون هذه النتيجة مؤشرًا على حقيقة أن M1 يجب أن يكون الكتلة النقدية الواجب استخدامها من البنك المركزي السوري.

2.3 نتائج تقدير ARDL ل M2:

بتقدير المعادلة طويلة الأجل للرصيد النقدي الحقيقي من نوع M2 كانت النتائج كما يلي:

الجدول 4: (تقدير نموذج الأثر طويل الأجل لمتغير الصيد النقدي الحقيقي من نوع M2)

Levels Equation				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LY	-0.034693	0.255933	-0.135554	0.8935
INF	-0.017948	0.003496	-5.134154	0.0000
IR	-0.038851	0.033172	-1.171203	0.2546
LEXG	-0.150908	0.065180	-2.315245	0.0308

بالنسبة للقيمة المحسوبة لاختبار Bound test 3.95 وهي أكبر من الحد الأعلى للقيم المعيارية (3.52) عند مستوى دلالة 10% و هذا يدل على وجود علاقة تكامل طويلة الأجل ولكنها ضعيفة بين الطلب على النقود من نوع M2 و محددااتها الدخل الحقيقي، التضخم، سعر الفائدة وسعر الصرف الاسمي. يمكن تفسير ضعف علاقة التوازن طويلة الأجل هذه مقارنة بتلك الموجودة في معادلة M1 بأن الرصيد النقدي الموسع M2 يحتوي على مكونات إضافية وأهمها الودائع الادخارية والودائع الآجلة. هذه المكونات ترتبط بشكل أو بآخر بسياسات المصارف التجارية والتي تجعل من الأنشطة الداخلية لهذه المصارف محدداً إضافية في معادلة الطلب على الرصيد النقدي الموسع M2.

من الجدول (4) يتضح ما يلي: بقي الرصيد النقدي الحقيقي M2 (كما هو الحال مع M1) لا يبدي أي مرونة ذات دلالة إحصائية اتجاه التغيرات في الدخل الحقيقي حيث لم يظهر المعامل المرتبط بهذا الأخير أي دلالة إحصائية. بينما كانت مرونة الطلب على النقود M2 طويلة الأجل اتجاه التغيرات في التضخم سلبية -0.017، ذات دلالة إحصائية عند 1%، ولكن أقل نسبياً من مرونة الرصيد النقدي M1. وهذا الأمر متوقع من ناحية أن أحد المكونات الهامة لـ M2 هي الودائع لأجل ذات المردودية . أي أن معدل الفائدة المعطى على الودائع الآجلة من الممكن أن يمارس أثر تلطيفياً Attenuated effect على العلاقة

السلبية طويلة الأجل بين التغيرات في التضخم و حجم الرصيد النقدي من نوع M2 المحتفظ به من قبل الأفراد في سورية.

لم يبدي الطلب على النقود M2 أي مرونة ذات دلالة إحصائية اتجاه سعر الفائدة على الودائع لمدة سنة. هذه النتيجة ربما تكون للوهلة الأولى مخالفة للأثر الموجب المتوقع لسعر الفائدة في حافز الأفراد للاحتفاظ بالودائع لأجل التي تعتبر من أهم مكونات الرصيد النقدي M2. لكن يمكن تفسير ما سبق بانخفاض القدرة الشرائية للمدخرين وبالتالي انخفاض الفوائد من الدخل القابل لادخاره سواء تم تخفيض معدل الفائدة على المدخرات من عدمه. ازدادت مرونة الطلب على الرصيد النقدي الحقيقي M2 اتجاه سعر الصرف الاسمي مقارنة ب M1 . بلغت قيمة هذه المرونة السلبية طويلة الأجل -0.15 و بدلالة إحصائية عند 5%. . فالانخفاض في سعر صرف الليرة السورية (ارتفاع قيمة المتغير LEXG، أي ارتفاع قيمة الدولار) ينتج عنها انخفاض في حافز الأفراد للاحتفاظ بالنقود، خاصة و بشكل اسرع لدى الذي يحتفظون بها على شكل ودائع مقارنة بهؤلاء الذين يحتفظون بالنقود تحت شكل عملة جارية ربما لأغراض المعاملات اليومية. الملفت للنظر أن هذه المرونة هي أعلى بكثير من مرونة الطلب على النقود اتجاه التغيرات في التضخم، هذا يجد تفسيرها في أن الأفراد يلمسون تأثير التضخم بسرعة اكبر عندما تشهد الليرة السورية انخفاضاً حاداً اتجاه الدولار. فعند التدهور في سعر الليرة السورية يلجأ المدخرون بسرعة وقبل ارتفاع الأسعار إلى التخلي عن مدخراتهم المقومة بالعملة المحلية واستبدالها بالأصول الأخرى. السبب الرئيسي في ذلك يعود بالدرجة الأولى إلى إدراكهم إن تحسن سعر صرف الليرة السورية اتجاه الدولار لن ينعكس إيجابياً في تخفيض مستوى الأسعار التي أظهرت مرونة كبيرة في الاتجاه التصاعدي مقارنة بجمود كبير في الاتجاه الهبوطي Downwarding Sticky Price. مما سبق يمكن صياغة معادلة الطلب على النقود M2 على النحو التالي:

$$LM_2 = 0.034ly_t - 0.017inf_t - 0.038ir_t - 0.15lexg_t$$

لمعرفة الأثر قصير الأجل للمحددات في معادلة الرصيد النقدي M2 لا بد من تقدير نموذج تصحيح الخطأ، والنتائج تظهر كما يلي:

الجدول 5 : (نتائج تقدير نموذج تصحيح الأخطاء لمتغير الأرصدة الحقيقية ل LM2)

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

C	2.842178	0.585788	4.851891	0.0001
D(INF)	0.003301	0.000871	3.789196	0.0011
D(INF(-1))	0.002394	0.002724	0.878772	0.3895
D(LEXG)	-0.213310	0.194546	-	0.2853
			1.096449	
D(LEXG(-1))	0.220813	0.212271	1.040241	0.3101
CointEq(-1)*	-0.587761	0.121113	-	0.0001
			4.852992	
R-squared	0.744648	Mean dependent var		-0.0099
Adjusted R-squared	0.693578	S.D. dependent var		0.052193
S.E. of regression	0.028892	Akaike info criterion		-4.0785
Sum squared resid	0.020868	Schwarz criterion		-3.801
Log likelihood	69.21756	Hannan-Quinn		-3.988
F-statistic	14.58082	Durbin-Watson		2.0559
Prob(F-statistic)	0.000001			

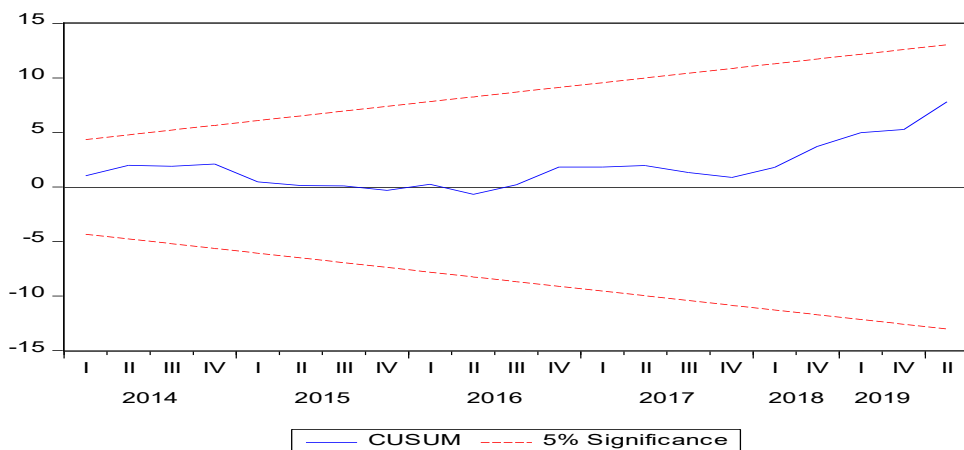
من الجدول (5) يمكن القول أنه لم يلاحظ أي تغيير في التأثير قصير الأجل للمحددات في معادلة الرصيد النقدي الحقيقي M2 مقارنة بمعادلة M1 . حيث اقتصر الأثر الانبي قصير الأجل فقط على معدل التضخم في تأثيره الموجب والضعيف جداً في حافز الأفراد على الاحتفاظ بالنقود في شكل M2. بالنسبة لمعامل تصحيح الخطأ ECM فقط حافظ على إشاراته السالبة -0.58 وذات الدلالة الإحصائية عند مستوى 5%. لكن لا بد من التنويه إن سرعة تصحيح الاختلال عن علاقة التوازن طويلة الأجل في معادلة M2 هي أكبر منها مقارنة في معادلة M1. حيث أن حوالي 58% من الاختلال قصير الأجل في معادلة M2 يتم تصحيحه في ربع سنوي واحد مقارنة ب 46 % بالنسبة ل M1.

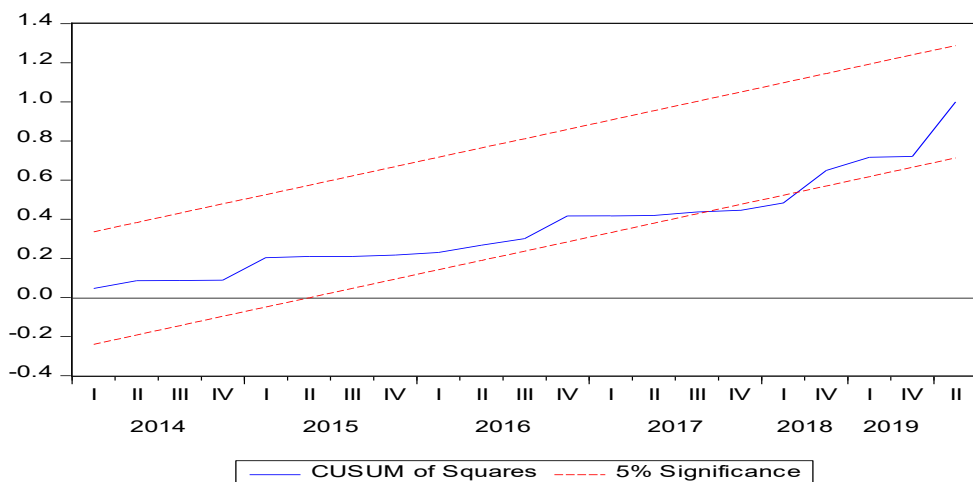
للتأكد من جودة تمثيل النموذج فإن الاختبارات التي تم إجرائها تدل على صحة تمثيل النموذج للظاهرة المدروسة. بلغت قيمة معامل التحديد قيمة 0.74، أي أن 74 % من التغيرات في رصيد الطلب على النقود من نوع M2 يتم تفسيرها من قبل المحددات المدروسة. لم تعاني البواقي في النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي، وذلك بالنظر إلى القيمة الاحتمالية 0.16 prob-Value اختبار Bresch-Godfre Largrange Multiplier

وهي أكبر من 0.05. أيضاً تدل القيمة الاحتمالية Prob-Value 0.86 أن البواقي خاضعة للتوزيع الطبيعي وبالتالي لا يوجد مشكلة في قابلية التفسير لمعاملات النموذج. الجدير بالذكر هنا أن اختبار استقرارية المعاملات في كلا المعادلتين من المفيد بمكان من أجل تحديد أي من الكتل النقدية ذات كفاءة أكثر من ناحية استخدامها من قبل المصرف المركزي السوري كمتغير مستهدف لضبط المتغيرات النقدية المختلفة و أهمها استقرار الأسعار.

لذلك مثلما تم التأكد من استقرارية معاملات النموذج في معادلة M1 ، لا بد هنا أيضاً من استخدام كلا الاختبارين CUSUM و CUSUMSQ لاختبار ثبات المتغيرات في معادلة M2 . كانت النتائج كما يلي:

الشكل 2: (اختبار CUSUM Square و CUSUM ل M2)





أظهرت معادلة الطلب على الرصيد النقدي الحقيقي من نوع M2 استقراراً في كلا الاختبارين. حيث لوحظ أن منحني البواقي ومنحني مربع البواقي بقي ضمن نطاق 5%. يمكن الاستفادة من ذلك بالقول أن الكتلة النقدية الحقيقية M2 تمثل مؤشراً جيداً لاستخدامه من قبل صناع السياسات النقدية في سورية كمتغير وسيط مستهدف لضبط معدلات التضخم.

4. خاتمة:

تختلف فعالية السياسة النقدية من بلد لآخر أو من فترة لأخرى باختلاف قدرة المصارف المركزية على استهداف المتغيرات النقدية الصحيحة تمهيداً لقدرة إيصال التأثير المطلوب في المتغيرات الحقيقية في الاقتصاد. أحد أهم هذه المتغيرات النقدية التي يتم استهدافها عادة هي العرض النقدي بمجاميعه المختلفة مثل M1، M2. ولا شك عند الحديث عن العرض من الأرصدة النقدية ومستوياته المستهدفة لا بد من الأخذ بعين الاعتبار مستويات الطلب على هذه الأرصدة، محدّداتها كذلك أيضاً مدى استقراره و بالتالي إمكانية التنبؤ به.

من هذا المنطلق تركز هذه الدراسة، على تقدير الطلب على النقود في سورية باستخدام أسلوب ARDL (Perasan et, 2001)، وذلك باستخدام بيانات ربعية عن الفترة 2011-2020. تقدير دالة الطلب على النقود يتطلب بالدرجة الأولى تحديد المحددات الرئيسية لهذه الدالة و من ثم مدى استقرار هذه الدالة. يهدف البحث من ذلك معرفة ماهي

العوامل الرئيسية التي يمكن أن يستخدمها المصرف المركزي في سورية من أجل التنبؤ بالطلب على النقود، و ماهي الكتلة النقدية الأكثر كفاءة في سياق استخدامها كمتغير مستهدف Target Variable والذي يستخدم كمعيار لضبط المتغيرات النقدية الأخرى.

لا تتطلب طريقة ARDL بشكل عام معرفة درجة تكامل المتغيرات (رغم ذلك تم التأكد من أي من المتغيرات ليس متكاملة من الدرجة الثانية (2)I. كما تم التأكد من صحة تمثيل النموذج للظاهرة المدروسة ومن مدة قابلية معاملاته للتفسير من خلال: اختبار التوزيع الطبيعي Jaque-Bera ، اختبار عدم الارتباط الذاتي لبواقي النموذج Breusch-Godfrey ، و أيضاً اختبار استقرارية المعاملات CUSUM. أظهرت النتائج التجريبية أن معظم المتغيرات في النموذج ذات دلالة إحصائية ومتسقة مع نظرية الطلب على النقود في المدى الطويل وذلك تبعاً لاختبار التكامل المشترك وفق منهج اختبار الحدود Bound Test, كما أن الإشارة السلبية و ذات الدلالة الإحصائية لمعامل تصحيح الخطأ في كلا نموذجي M1 و M2 قدمت دليلاً إضافياً علاقة التكامل طويل الأجل بين هذه الكتل النقدية ومحدداتها. من جهة أخرى، ماعدا التضخم فإن أي من هذه المحددات لم يظهر أثراً في المدى القصير.

تبين نتائج التحليل التجريبي القائم على اختبار الحدود لنموذج الطلب النقدي الحقيقي من نوع (M1) في سورية، أن معدل التضخم، سعر الفائدة، و سعر الصرف قد أحدثت الأثر المتوقع في رغبة الأفراد في الاحتفاظ بمكونات M1 سواء بشكل نقود خارج الجهاز المصرفي C أو في المصارف تحت شكل الودائع الجارية. أما فيما يتعلق في الدخل الحقيقي فإنه لم يظهر أي تأثير لا على المدى الطويل أو القصير. انعدام مرونة الطلب على النقود M1 من أجل المعاملات اتجاه التغيرات في الدخل يجد سببه في إن القوة الشرائية لدخل للأفراد في سورية قد انخفضت بشكل كبير، حيث لم يعد الدخل الحقيقي كاف لتغطية الحد الأدنى من المعاملات اليومية خاصة بالنسبة لذوي الدخل الثابت أو اليومي. بالتأكيد إن انخفاض القوة الشرائية للدخل يعود بالدرجة الأولى للارتفاع الكبير في معدلات التضخم وهذا ما يفسر الدلالة الإحصائية للمرونة السلبية للطلب على النقود M1 اتجاه معدلات التضخم. حيث أن الأفراد يخشون من انخفاض القيمة الحقيقية لمذخراتهم لذلك يتخلون بسرعة عنا مقابل ميولهم للاحتفاظ بالسلع الحقيقية وهذا ينسجم سواء مع تفسير Pigou أو مع تفسير Friedman. فيما يتعلق بسعر الفائدة فقد أظهر تأثيراً سلبياً باعتباره يمثل تكلفة الفرصة

البديلة لاحتفاظ الأفراد بمكونات M1 . يشير التأثير السلبي لسعر الصرف في M1 و M2 إلى أن انخفاض قيمة الأموال المحلية يقلل أيضاً من الطلب على النقود. فيما يتعلق بمعادلة الطلب على النقود M2، حافظ التضخم على تأثير السالب على الأرصدة النقدية المحتفظ بها. لكن بالمقابل تلاشى تأثير معدلات الفائدة في رغبة الأفراد في الاحتفاظ بأرصدة ادخارية أو ودائع آجلة. فالأفراد في سورية لم يعتبروا في التغيرات التي أحدثها المصرف المركزي على معدلات الفائدة بمثابة تعويض كاف مقارنة بمعدلات التضخم الجامح الذي تشهده البلاد. الأمر نفسه ينطبق على تفضيلهم للأصول الأخرى عندما يرتفع سعر صرف الدولار مقابل العملة المحلية.

علاوة على ذلك، أظهرت دالة الطلب على النقود في المدى الطويل من نوع M2 استقراراً أعلى نسبياً من دالة M1 . وهذا ما يدعم فكرة أن الرصيد النقدي من نوع M2 يمثل أداة أفضل فيما يتعلق في صياغة أهداف السياسة النقدية. من جهة أخرى، لا بد للمصرف المركزي من البحث عن أدوات أخرى لضبط مستويات الطلب على النقود و معاييرها مع حجم المعروض النقدي الموجود، خاصة أن الأدوات التقليدية التي لجأ إليها كإحداث تغييرات في سعر الفائدة على الودائع لأجل سنة لا تكفي لوحدها من أجل التأثير على رغبة الأفراد وتفضيلهم للأرصدة النقدية في بيئة يسودها معدلات تضخم غير مسبوقة.

5. قائمة المراجع:

- Achsani, N. A. (2010). "Stability of Money Demand in an Emerging Market Economy: An Error Correction and ARDL Model for Indonesia", *Research Journal of International Studies*, 13: 54-62.
- Akhtar, M. A. (1974). The demand for money in Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 13(1), 4-54.
- Akinlo A.E. (2006). The stability of money demand in Nigeria: An autoregressive distributed lag approach. *Journal of Policy Modeling*, 28, 445-52.
- Al Diabi, "The Demand for Money in Algeria : An Empirical Study", *Journal of King Saud University _ Administrative Sciences*, Vol. 5, 1993.
- Arango, S., Nadiri, M. I. (1981). "Demand for money in open economy", *Journal of Monetary Economics*, 7: 69-83.
- Baba, Y., Hendry, D.F., Starr, R.M. (1992). The demand for M1 in the U.S.A., 1960-1988. *Review of Economic Studies* 59, 1:25-61.

Baharumshah, A. Z., Siti, H. M. A., & Mansur, M. M. (2009). The Stability of Money Demand in China: Evidence from the ARDL Model. *Economic Systems*, 33, 231-244. Bahmani, M., Malixi, M. (1991). 'Exchange rate sensitivity of the demand for money in developing countries', *Applied Economics*, 23(8), pp 1377-1383.

Bahmani, M. (1996). "The black market exchange rate and demand for money in Iran", *Journal of Macroeconomics*, 18: 171-176.

Bahmani., M, Pourheydarian, M. (1990). "Exchange rate sensitivity of demand for money and effectiveness of fiscal and monetary policies", *Applied Economics*, 22: 917-925.

Bahmani-Oskooee M., Rehman H. (2005). Stability of the money demand function in Asian developing countries. *Applied Economics*, 37(7), 773-92.

Baumol. W.J. (1952). The transactions demand for cash: an inventory theoretic approach. *Q J Econ* 66:545-556.

Basha, Z. "Demand for Money Function In Kuwait", *Journal of the Gulf and Arabian Peninsula Studies*, Vol. X, No. 39, July, 1984.

Ericsson, N.R., Hendry, D.F., Prestwich, K.M. (1998). The demand for broad money in the United Kingdom, 1878-1993. *Scandinavian Journal of Economics* 100, 1:289-324.

Chow, G. (1966). "On the Long-Run and Short-Run Demand for Money", *Journal of Political Economy*, 74, 1966.

Ericsson N.R., Sharma, S. (1998). Broad money demand and financial liberalization in Greece. *Empirical Economics* 23:417-436.

Ericsson, N.R., Hendry, D.F., Tran, H.A. (1994). Cointegration, seasonality, encompassing, and the demand for money in the United Kingdom. Chapter 7 in Hargreaves CP (ed.) *Nonstationary time series analysis and cointegration*, Oxford University Press, Oxford, pp. 179-224.

Friedman, M. (1956). The quantity theory of money: a restatement. In: Friedman M (ed) *Studies in the quantity theory of money*. University of Chicago Press, Chicago pp 3-21.

Galbis, V. "Money, Investment, and Growth in Latin America, 1961-73", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 27, April 1979.

Halicioglu, F., Ugur, M. (2005). On the stability of the demand for money in a developing OECD country: The case of Turkey. *Global Business and Economics Review*, 7(2-3), 203-213.

Hamburger, J. M. (1977). "The demand for money in an open economy: Germany and the United Kingdom", *Journal of Monetary Economics*, 3, pp. 25-40.

Hemaya, El-T. (1990). An Empirical Investigation of the IMF Approach Towards Macroeconomic Adjustment in Egypt, Unpublished Ph.D. Thesis, Salford University.

Hendry, D.F., Doornik, J.A. (1994). Modelling linear dynamic econometric systems. *Scottish Journal of Political Economy* 41, 1:1-33.

Hendry, D.F., Ericsson, N.R. (1991b). Modeling the demand for narrow money in the United Kingdom and the United States. *European Economic Review* 35, 4:833-881 (with discussion).

Kahn, G.A., Benolkin, S. (2007) The role of money in monetary policy: why do the Fed and ECB see it so differently? *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Third quarter, pp 5–36.

Long, D., Sovannroeun, S. (2008). "The Monetary Model of Exchange Rate: Evidence from the Philippines Using ARDL Approach", *Economics Bulletin*, 1-12.

Pesaran, M. H, Shin, Y. (1999). "An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis", In: Strom, S., Holly, A., Diamond, P. (Eds.), *Centennial Volume of Rangar Frisch*, Cambridge University Press, Cambridge.

Pesaran, M. H, Shin, Y, Smith, R. J. (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.

Morgan, David R., "Fiscal Policy in Oil Exporting Countries, 1972-78," *Staff Papers*, Vol. 26 (March 1979), pp. 55–86.

Samreth, S. (2008). "Estimating Money Demand Function in Cambodia: ARDL Approach," MPRA Paper 16274, University Library of Munich, Germany, revised Jun 2009.

Thornton, D. (1983). "Why Does Velocity Matter?" *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 65.

Adediyin, A. (2020), Determinants of Money Supply in Nigeria, *CBN Journal of Applied Statistics*, No. 2, Vol. 11.