

## Measuring The Sources of Inflation in The Iraqi Economy Using a Model Self-Regression of Slowed Distributed Time-Laps (ARDL) Duration (1970-2018)

Ali Naba Sayel Al-Subaihi<sup>\*1</sup>, Nadhem Abid Al-Mihimdy<sup>1</sup>, Ahmed Hussein Battal Al-Ani<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Department of Economics, College of Administration and Economics, University of Fallujah, Iraq

<sup>2</sup> Department of Economics, College of Administration and Economics, University of Anbar, Iraq

\* [ali-nabaa@uofallujah.edu.iq](mailto:ali-nabaa@uofallujah.edu.iq)

**KEYWORDS:** Inflation, ARDL, Statistical Analysis Software (Eviews9), Bound Test, Exchange Rate.



<https://doi.org/10.51345/v32i2.343.g229>

### ABSTRACT:

Inflation posed a challenge to the Iraqi economy and its effects on economic activity and growth rates. This study investigates the sources of inflation in the Iraqi economy during the period (1970-2018) within the framework of the aggregate supply and aggregate demand model using the Self-Regression of Slow Distributed Gaps (ARDL) model. The results of the study showed that the inflation rate in Iraq is affected by the following variables: (money supply, parallel market exchange rate, consumer spending, the oil sector's contribution to GDP and the degree of economic openness) and all are related to an inverse relationship with the rate of inflation except for money supply and consumer spending, as It has a direct relationship with it, and there is a long-term equilibrium relationship (co-integration) between the studied variables according to the Bound Test methodology. Through the value of the error correction vector coefficient (1.35%) of the short-term errors are automatically corrected during the unit time (year) to reach the equilibrium in the long term.

### REFERENCES:

- De vita G, Endresen K, and Hunt C., L (2005) "An Empirical Analysis of energy demand in Namibia" Department of Economics, University of Surrey.
- Stock, J, and Watson, M., (2003) "Introduction to Econometrics" 2nd edition Addison Wesley Boston.
- Dickey, D.A fuller (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 1981, vol. 49, issue 4, 1057-72.
- Narayna, P. k fijis Tourism demand (2004) "The ardel approach to cointegration tourism economics", vol (10), issue (2) Australia.
- Diebold Francis (2016) *Econometrics*" first Edition University of Sylpenn Sylvania USA.

# قياس مصادر التضخم في الاقتصاد العراقي باستخدام آنفوذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباينة (ARDL) للمدة (1970-2018)

أ.د. علي نبع صالح الصبيحي<sup>1\*</sup>، أ.د. ناظم عبدالله عبد المحمدي<sup>1</sup>، أ.د. أحمد حسين بطال العاني<sup>2</sup>

<sup>1</sup> قسم الاقتصاد، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة الفلوجة، العراق

<sup>2</sup> قسم الاقتصاد، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة الأنبار، العراق

\* [ali-nabaa@uofallujah.edu.iq](mailto:ali-nabaa@uofallujah.edu.iq)

الكلمات المفتاحية: التضخم، آنفوذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباينة (ARDL)، برنامج التحليل الإحصائي (Eviews<sup>9</sup>)، اختبار الحدود، سعر الصرف.



<https://doi.org/10.51345/v32i2.343.g229>

## ملخص البحث:

شكل التضخم تحدياً للاقتصاد العراقي وما له من آثار على الشاطئ الاقتصادي ومعدلات النمو ، وتقوم هذه الدراسة بالتحري عن مصادر التضخم في الاقتصاد العراقي خلال المدة (1970-2018) ضمن إطار آنفوذج العرض الكلي والطلب الكلي باستخدام آنفوذج الانحدار الذاتي للفجوات الموزعة المتباينة (ARDL)، وقد أظهرت نتائج الدراسة أن معدل التضخم في العراق يتأثر بالمتغيرات الآتية: (عرض النقد ، سعر الصرف في السوق الموازي ، الإنفاق الاستهلاكي، مساهمة القطاع النفطي في الناتج المحلي الإجمالي ودرجة الافتتاح الاقتصادي) وكلها ترتبط بعلاقة عكssية مع معدل التضخم باستثناء عرض النقد ، والإنفاق الاستهلاكي ، إذ ترتبط بعلاقة طردية معه، كما توجد علاقة توازنية طويلة الأجل (تكامل مشترك) بين المتغيرات المدروسة وفق منهgerية اختبار الحدود Bound Test). ومن خلال قيمة معامل متوجه تصحيح الخطأ ان (1.35%) من أخطاء الأجل القصير يتم تصحيحها تلقائياً خلال وحدة الزمن (السنة) ليبلغ التوازن في الأجل الطويل.

## المقدمة:

واجه الاقتصاد العراقي مشكلات إقتصادية مختلفة ومنها مشكلة التضخم الاقتصادي وتحضر عنها نتائج ذات أبعاد إقتصادية واجتماعية خطيرة على مستوى القطاع الإنتاجي من جهة وعلى مستوى القطاع العائلي من جهة ثانية، فضلاً عن تأثيره في اتجاهات سوق عناصر الانتاج المختلفة مما اثر سلباً في معدلات النمو الاقتصادي ويمكن التمييز بين مصادرين للتضخم هما العوامل الناشئة من جانب الطلب تغذيتها السياسية النقدية والمالية التوسعية وعوامل جانب العرض الناتجة عن ارتفاع تكاليف الإنتاج. فالمصدر الأول يندرج تحت ما يسمى بالمدرسة النقدية (Monetary School) في حين يندرج المصدر الثاني تحت مظلة المدرسة البنوية (Structural School)، فالمدرسة الأولى ترى أن التضخم ظاهرة نقدية بالدرجة الأولى،

فالزيادة في عرض النقود تؤدي إلى زيادة نسبية في الأسعار المحلية، أما المدرسة البنوية فإنها ترکز على القيد والمحددات التي تؤثر في جانب العرض كأحد أسباب النمو النقدي ومن ثم ك مصدر للتضخم، وتم قياس مصادر التضخم في الاقتصاد العراقي خلال مدة البحث من خلال إطار إنموذج العرض الكلي والطلب الكلي باستخدام إنموذج (ARDL).

### **مشكلة البحث:**

تتمثل مشكلة دراسة التضخم في الاقتصاد العراقي في تنوع وتشابك العوامل المسنبة لتلك الظاهرة تبعاً لتنوع وتشابك الظروف التي احاطت بالاقتصاد العراقي وانعكاسها على سلوك المتغيرات الاقتصادية الكلية فضلاً عن ذلك أن التضخم يشوه قرارات الاستثمار والإدخار والانتاج، مما يؤدي إلى تباطؤ النمو الاقتصادي وعرقلة تنوع الهيكل الاقتصادي.

### **أهمية البحث:**

شكل التضخم في الاقتصاد العراقي خلال العقود الماضية مشكلة للسياسة النقدية وقد اتخذ البنك المركزي جملة من الإجراءات للحد من معدلات للتضخم النقدي والسيطرة على مستويات الأسعار، وعند قياس مصادر التضخم نحصل على تصور واضح للإجراءات التي تدعم السياسة النقدية.

### **فرضيات البحث:**

1- يتأثر معدل التضخم في الاقتصاد العراقي سلباً وابحاً بالتغييرات التي تحدث في عرض النقد، سعر الصرف في السوق الموازي، الإنفاق الاستهلاكي، مساهمة القطاع النفطي في الناتج المحلي الإجمالي ودرجة الانفتاح الاقتصادي.

2- توجد علاقة توازنية قصيرة وطويلة الأجل بين معدل التضخم وعرض النقد، سعر الصرف في السوق الموازي، الإنفاق الاستهلاكي، مساهمة النفط في الناتج، ودرجة الانفتاح الاقتصادي في الاقتصاد العراقي خلال مدة البحث.

### **أهداف البحث:**

يهدف البحث إلى قياس مصادر التضخم في الاقتصاد العراقي للمرة (1970 - 2018) في إطار إنموذج العرض الكلي والطلب الكلي باستخدام إنموذج (ARDL).

## منهجية البحث:

بغية تحقيق أهداف البحث واختبار فرضياته فقد اعتمد البحث على المزج بين المنهج الوصفي والمنهج القياسي المستند على القياس الاقتصادي لقياس مصادر التضخم في الاقتصاد العراقي باستعمال إنموذج ARDL وباستخدام برنامج التحليل القياسي (Eviews9).

## حدود البحث:

1. بعد الزمان: تناول البحث قياس التضخم للمدة (1970 - 2018) ، علمًا قسمت مدة البحث نحو الآتي: (1970 - 1979، 1980 - 1989، 1990 - 2000، 2001 - 2018).
2. بعد المكان: الاقتصاد العراقي إنموذجاً.

## مفاهيم التضخم

لقد تعددت وجهات النظر حول أسباب التضخم منها ما استند إلى مفهوم النظرية الكمية ومنها ما استند إلى النظرية الكترية فضلاً عن التطورات الحديثة في النظريات التي فسرت ظاهرات التضخم واستناداً إلى ذلك فقد تعددت التعريفات مع تعدد أسباب التضخم ومصادرها منها: وعرف التضخم أيضاً بأنه: (حركة صعودية للأسعار تتصف بالاستمرار الذاتي تنتج عن فائض الطلب الزائد عن قدرة العرض) (داغر ، 1998: 2018). وكذلك يعني حالة الارتفاع المستمر في الأسعار ويعكس حالة عدم التوازن ما بين القطاع النقدي والقطاع السلعي.

وتعريف (Akly) آكلي التضخم: ( بأنه عملية تعبّر عن إتجاه واضح ومستمر في ارتفاع المستوى العام للأسعار، ويمكن النظر إلى التضخم على أنه حالة عدم توازن (Disequilibrium) وأنه يجب تحليلها باستعمال التحليل الديناميكي وليس باستعمال التحليل الساكن) (آكلي ، 1980: 615).

وعرف الباحثين على أنه ظاهرة تعبّر عن احتلالات هيكلية سببها البيان الاقتصادي المتخلّف وتحديات بناء التنمية وخاصة في مراحلها الأولى، فإن ذلك لا يعني إطلاقاً أننا نقلل من أهمية الجانب النقدي لظاهرة التضخم بل أن هذه الظاهرة تحكم فيها عوامل محلية وأخرى خارجية.

## مصادر التضخم في النظرية الاقتصادية

يشكل التضخم أحد أهم مظاهر الاقتصاد العالمي المعاصر وقد حظيت دراسته باهتمام الباحثين وعلى اختلاف اتجاهاتهم الفكرية السياسية والاقتصادية إلا أنهم جميعاً قد اتفقوا على أن التضخم هو الارتفاع

المستمر في المستوى العام للأسعار غير أنّهم يعطون تعديلات وتشخيصات متباعدة عند محاولتهم تفسير أسباب هذا الارتفاع وأصبح التضخم الماكس الأساس لعدد غير قليل من دول العالم وخاصة الدول النامية. إذ تفاقمت معدلات التضخم في السنوات الأخيرة وأخذت تؤثر على اقتصاداتها وتضعف من معدلات النمو الاقتصادي فيها.

أما مصادر التضخم فيمكن إيجادها بالآتي:

### 1-التضخم الناشئ عن جذب الطلب Demand pull inflation

ترتفع الأسعار نتيجة لزيادة الطلب على العرض الكلي، ويحصل التضخم للوهلة الأولى بسبب زيادة عرض النقد، عندما يكون الاقتصاد في حالة الاستخدام الكامل ويؤدي إلى خفض سعر الفائدة مما يؤدي إلى زيادة الاستثمار، ومن ثم زيادة دخول عناصر الإنتاج، وأنّ الأسعار سوف ترتفع. وتمكن أن يحصل جذب الطلب من دون زيادة عرض النقد في حالة زيادة الكفاءة الحدية لرأس المال أو عندما يزداد الميل الحدي للاستهلاك إذ يزداد الاستثمار (المعدل) مما يؤدي إلى زيادة الطلب الكلي عند ثبات العرض فان زيادة الطلب من  $D_1$  إلى  $D_2$  تؤدي إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار من  $P_1$  إلى  $P_2$  وان السياسات التي تحفظ معدل الزيادة في الطلب الكلي او رفع معدل الزيادة في العرض الكلي او كليهما هي سياسات نقديّة تحفظ معدل نمو عرض النقد وسياسات مالية تقوم بها الحكومة من خلال خفض النفقات او زيادة الضرائب او الاثنين معاً، وهذه السياسات تحفظ من حدة الضغط التضخمي على الاسعار، ان السياسة النقديّة المقيدة او السياسة المالية او كليهما قد تؤدي الى زيادة البطالة خاصة اذا كان التضخم حدث لفترة طويلة من الزمن ولكن حالما يتغير الاقتصاد للمعدل الجديد من التضخم فان البطالة يجب ان تختفي (آكري ، 1980: 378)

### 2-تضخم بدفع التكاليف Cost push inflation

يحدث التضخم بسبب ضغوط النقابات العمالية لزيادة الأجور النقديّة بسرعة أكبر من الزيادة التي تحدث في الأحوال الاعتيادية، كما ينشأ عن الممارسات الاحتكارية للمديرين الذين يرفعون الأسعار في غياب الزيادة في الطلب أو ارتفاع النفقات (ابدجان ، 1993: 379) وأنّ التضخم بدفع التكاليف الذي يحدث بسبب النقابات يسمى بالتضخم الناشئ عن ارتفاع الأجور (Wage push inflation) بنسبة تفوق ارتفاع الإنتاجية مما يؤدي إلى ارتفاع الأسعار بينما التضخم الناشئ عن دفع التكاليف الذي ينشأ عن سلوك المنشآت يطلق عليه التضخم الناشئ عن زيادة الأرباح (Profit push inflation) إذ يعمل رجال الأعمال إلى زيادة نسبة الربح من خلال رفع الأسعار. وأنّ نقابات العمال عندما تطالب برفع الأجور

فيها تعتقد بأن ذلك يتم على حساب الأرباح، ولكن هذا الاعتقاد غير صحيح؛ لأن رجال الأعمال والشركات سوف يرتفعون الأسعار بغية الحفاظ على هامش أرباحهم ويكون المتضرر هو المستهلك ويحدث هذا النوع من التضخم بسبب ارتفاع الأسعار في إحدى قطاعات الاقتصاد بسبب التشابك القطاعي فإن جمّي ارتفاع الأسعار سوف تنتشر في باقي القطاعات، مثل ارتفاع أسعار الطاقة سوف يؤدي إلى رفع تكاليف كل المنشآت التي تعتمد على الطاقة (الصبيحي ، 2006: 53).

### 3- التضخم الهيكلي Structural Inflation

ينشأ التضخم الهيكلي بسبب الاختلالات الهيكيلية الكامنة في جسد الاقتصاد القومي ولعل أبرز تلك الاختلالات هو اختلال هيكل الإنتاج الناجم عن سيطرة قطاعات الإنتاج الاستخراجية ( كالقطاع النفطي) وقطاع الخدمات على هيكل الاقتصاد القومي، إذ استحوذت تلك القطاعات على حصة الأسد من الناتج المحلي الإجمالي، إنما يعني انحسار قطاعات الإنتاج السلعي ولاسيما قطاع الزراعة وقطاع الصناعة التحويلية وبالتالي فإن تلك القطاعات الأولية والخدمية تخلق دخولاً دون أن يقابل ذلك إنتاج سلعي مما يخلق فجوة بين حجم النقود المتداولة وحجم المعروض السلعي يتمحض عنها ارتفاعات متتالية للمستوى العام للأسعار (الفضيل، 1982: 25).

### 4- تضخم فائض الطلب Excess demand inflation

يعني أن الكميات المطلوبة من السلع والخدمات تفوق المعروضة منها عند سعر معين مع التأكيد على عدم إمكانية زيادة المعروض من السلع والخدمات، بسبب وصول الاقتصاد إلى حالة الاستخدام الكامل، ولقد عرض كتر آلة حصول التضخم كالاتي (آكري، 1980: 615). عندما يزداد الاستثمار عن الادخار نتيجة لزيادة عرض النقد فإن الدخل الكلي للمجتمع يزداد وزيادة الدخل تؤدي إلى زيادة الإنفاق أي زيادة الطلب النقدي الكلي على السلع والخدمات، وهذا بدوره يؤدي إلى ارتفاع الأسعار في حالة كون الاقتصاد يعيش حالة الاستخدام الكامل. أما إذا كان الاقتصاد يعيش حالة كساد فإن زيادة الإنفاق والطلب سوف تؤدي إلى ارتفاع الأسعار وبعد أن يستجيب قطاع الإنتاج (يزداد العرض) سوف تعود الأسعار إلى سابق عهدها إذ يكون هناك فاصل زمني بين زيادة الطلب واستجابة العرض، وهذا يؤدي إلى ارتفاع مؤقت في الأسعار يسميه كتر شبه التضخم (Semi-inflation). بعد وصول الاقتصاد إلى حالة التوظيف الكامل فإن أي زيادة في الاستثمار على الادخار (زيادة الطلب) تؤدي إلى ارتفاع الأسعار يسميه كتر التضخم الخالص (Pure inflation). ان حالة فائض الطلب ممكنة الحدوث في الأحوال الآتية (باشا، 1989: 336).

- أ- في أوقات الحروب عندما يؤدي الإنفاق الحكومي إلى زيادة كبيرة في الطلب على مختلف السلع والخدمات.
- ب- في مدة التخطيط فإن استثمارات القطاع العام تزداد وبالتالي فإن الطلب الكلي يزداد.
- ج- عندما تؤدي المخترعات والتقدم التكنولوجي إلى فتح المجال أمام الاستثمارات فإن هذا يساهم في زيادة الطلب الكلي.
- د- يضاف إلى ذلك أن حدوث انخفاض في العرض الكلي غير مصحوب بانخفاض في الطلب الكلي يؤدي إلى حصول فائض في الطلب.

### **الإطار النظري لبناء الأنماذج القياسي والأساليب القياسية المستخدمة**

إن النظرية الاقتصادية بأسلوبها التقليدي المعتمد على اللفظ لا تصلح بصورة مباشرة للدراسات القياسية وبالتالي يكون من الضروري العمل على تحويل النظريات الاقتصادية من الأسلوب اللفظي إلى الأسلوب الرمزي ليصبح أكثر صلاحية للمعالجة، معنى آخر علينا أن نستعيض عن النظرية بما يعرف بالأنماذج Model والأنموذج الاقتصادي في أبسط تعريفاته هو عبارة عن مجموعة من العلاقات التي تربط بين المتغيرات الاقتصادية لتمثيل ظاهرة معينة. وتحتاج النماذج الاقتصادية فيما بينها من حيث أنواع المتغيرات التي تشملها ومن حيث المعادلات التي تتضمنها.

وقد تم قياس التضخم وفق الدالة نصف الوغاريتمية واعتماد ستة متغيرات مستقلة هي (M) تمثل كمية النقود، والإنفاق الكلي الاستهلاكي (XP) ومساهمة النفط في الناتج المحلي الإجمالي (OIL) ودرجة الانفتاح الاقتصادي (OP) وسعر الصرف (EX) وتم اضافة المتغير الوهمي (DD) للاستبعاد التقلبات التي حصلت خلال مدة الدراسة لطول الفترة الزمنية.

وتعتبر النماذج القياسية اداة من ادوات التحليل الكمي التي تساعده في التعرف على حقيقة المتغيرات الاقتصادية ومدى ارتباط هذه المتغيرات بعضها البعض بالإضافة الى التعرف عن مدى تأثير كل منها في الأخرى وقد تعددت الطرق المستخدمة لتقدير معاملات النماذج القياسية ويتضمن الجانب القياسي تقدير العلاقة بين التضخم وعدداً من المتغيرات الاقتصادية المؤثرة فيه.

ان المدف من القياس هو التأكيد من مدى صحة العلاقات بين متغيرات البحث مقارنة بما تستند اليه النظريات الاقتصادية ليتم معالجتها من خلال رسم بعض السياسات او وضع تنبؤات تخص سلوك المتغيرات الاقتصادية والذي يعكس امكانية الحصول على نتائج دقيقة وقريبة من الواقع فضلاً عن تعزيز التحليلات الواردة في الفصل السابق لذلك سيتناول هذا البحث اختبارات سكون السلاسل الزمنية

للمتغيرات الاقتصادية، واختبارات التكامل المشترك بين المتغيرات والذي يعد شرطاً لازماً لتطبيق اختبارات السبيبية، فضلاً عن اختبار التكامل المشترك باستخدام انموج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المباطئة (ARDL) لاختبار مدى وجود علاقة توازنية قصيرة وطويلة الأجل بين معدل التضخم ومصادره.

## مفهوم سكون السلالسل الزمنية Stationary of time series

تعرف السلسلة الزمنية بأكملها مجموعة من البيانات المشاهدة المرتبطة فيما بينها والمسجلة خلال مدة زمنية معينة غالباً ما تكون متساوية ومتالية لبعض الظواهر الاقتصادية والاجتماعية وظهور السلسلة الزمنية المتعلقة بالنشاط الاقتصادي احتوائهما على جذر الوحدة والذي يشير إلى أن متوسط وتبالين المتغير غير مستقلين عن الزمن مما يؤدي إلى ارتباط زائف ومشكلات في التحليل والاستدلال القياسي بسبب صعوبة نمذجة السلسلة الزمنية، لذا يتم اللجوء إلى اختبار سكون السلسلة الزمنية (Stock and Watson: 2003:59). ويقصد بسكون السلسلة الزمنية، عدم وجود اتجاه عام للظاهرة صعوداً وزنودلاً فضلاً عن عدم وجود تقلبات، أي لا تغير خصائصها عبر الزمن مما يجعل البيانات تتذبذب حول وسط حسابي مستقل عن الزمن (الدليمي، مالك: 2018:110) ولابد من التتحقق من سكون السلسلة الزمنية لكل متغير في الأنماذج، وتوجد عدة مؤشرات تدل على أن تقدير الأنماذج يكون زائفاً بسبب عدم استقرار وسكون السلسلة الزمنية للمتغيرات الاقتصادية منها (العيسي: 2006: 71).

أ- وجود ارتباط تسلسلي ذاتي يبرز في قيمة دربن واتسن (D.W.).

بـ- زيادة المعنوية الاحصائية للمعلمات المقدرة بدرجة كبيرة.

بـ- زيادة المعنوية الاحصائية للمعلمات المقدرة بدرجة كبيرة.

بـ- زيادة المعنوية الاحصائية للمعلمات المقدرة بدرجة كبيرة.

جـ- قيمة معامل التحديد ( $R^2$ ) أكبر من إحصاء دربن واتسن ( $D.W > R^2$ ).

ولكي تكون السلسلة الزمنية ساكنة يجب توفير الخصائص الآتية (الجراح ، 2011: 145).

$$Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad \dots (1)$$

$$E(Y_t) = \mu \dots \quad \text{بــ ثبات متوسط قيم السلسلة الزمنية}$$

جـ- قيمة التباين المشترك (Covariance) بين سلسلتين زمنيتين يعتمد على الازاحة ( $a$ )، مما يعني ثبات التغيير ويغير عن ذلك بالصيغة الآتية:

$$\text{COV}(Y_t, Y_{t-k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] = \gamma K \quad \dots \dots \quad (3)$$

اذ ان

$\mu$ : الوسط الحسابي،  $(\delta^2)$  التباين،  $K_y$  معامل التباين المشترك (التغير).

إن سكون السلسلة الزمنية عند المستوى الأصلي (Level) أو عند الفرق الأول ( $1^{\text{st}} \text{ Difference}$ ) أو كليهما هو الذي يحدد نوع الانموذج أو اختبار التكامل المشترك المستخدم في القياس والتحليل. وبعد إجراء اختبارات سكون لبيانات السلسلة الزمنية يتحدد نوع الاختبار المناسب، وهناك عدة طرق لاختبار سكون السلسلة الزمنية منها:

### 1- التحليل البياني:

يوضح الرسم البياني الزمني تصور أولى عن مدى سكون السلسلة الزمنية لأي متغير، فضلاً عن قدرته على بيان اتجاه عام تصاعدي أو تناظري للسلسلة الزمنية الناجم عن اختلاف متوسطات العينات الزمنية للسلسلة ككل، وهذا يعني عدم سكون السلسلة الزمنية ويصعب أحياناً تحديد طبيعة السلسلة، فيما إذا كانت ساكنة أو غير ساكنة بالرسم البياني، وعند ذلك تستخدم معايير أخرى منها دالة الارتباط الذاتي واختبارات جذر الوحدة (De Vita et al , 2006: 34).

### 2- اختبارات جذر الوحدة للسكون

تهدف إلى فحص خواص السلسلة الزمنية لكل متغير من متغيرات البحث خلال المدة الزمنية للمشاهدات والتأكد من سكونها وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدة، وإذا كانت السلسلة مستقرة في قيمتها الأصلية تكون متكاملة من الرتبة صفر (0,I)، وإذا استقرت السلسلة بعدأخذ الفرق الأول فإن السلسلة الأصلية تكون متكاملة من الرتبة الأولى (I)، وإذا استقرت بعدأخذ الفرق الثاني تكون السلسلة الأصلية متكاملة من الرتبة الثانية (رشاد ، 2011: 268).

ولأجل فهم اختبارات جذر الوحدة لابد من التعرف على نوعين من السلسلة الزمنية غير الساكنة هما (شيخي ، 2012: 207):

#### أ- سلسلة زمنية غير ساكنة من النوع (Trend Stationary):

توضح هذه السلسلة عدم سكونية تحديدية (Determinist) وتستخدم طريقة المربعات الصغرى (OLS) من أجل إعادتها لسسكون وتأخذ الصيغة الآتية:

$$Y_t = F(t + \varepsilon_t) \dots \dots \dots \quad (4)$$

#### ب- سلسلة زمنية غير ساكنة نوع (Difference Stationary):

تظهر عدم سكونية عشوائية (Random) في مرکبه الاتجاه العام وتستخدم فيها معادلة الفرق الأول من أجل إعادتها لسسكون وتأخذ الصيغة الآتية:

$$Y_t = Y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \dots \dots \dots \quad (5)$$

وتنطلق نقطة البدء للكشف عن وجود جذر الوحدة في بيانات السلسلة الزمنية من خلال المعادلة الآتية:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t \dots \dots \dots \quad (6)$$

اذ أن  $P^{-1} \leq P$

$u_t$ : حد الخطأ العشوائي يتوزع توزيعاً طبيعياً بوسط حسابي مساوي للصفر  $E(u_t) = 0$  و تباين

ثابت  $\text{Var}(u_t) = \sigma^2$ ، و تباين مشترك مساوياً للصفر

$$\text{Cov}(\mu_t, \mu_{t-k}) = 0$$

وتوضح المعادلة (6) إجراء الانحدار لمتغير السلسلة الزمنية  $(y_t)$  بوصفه متغير تابع مع المتغير نفسه، ولكن بتباين مدة واحدة، فإذا كانت المعلمة  $(P)$  المقدرة تساوي واحد، فهذا يعني أن السلسلة الزمنية  $(y_t)$  تحتوي على جذر الوحدة وافتقادها لصفة السكون (عدم سكون السلسلة الزمنية) وهذه هي فكرة اختبار جذر الوحدة بصورة عامة (الدليمي، مالك: 2018:113). ومن أهم اختبارات جذر الوحدة شيوعاً والتي سوف يتم توظيفها في البحث هي:

1 - اختبار ديكى فوللر الموسع (Augmented Dickey - Fuller Test (ADF

هذا الاختبار أنشأ لتحليل طبيعة وخصائص السلسلة الزمنية عام (1981)، وهو أكفاء من اختبار جذر الوحدة البسيط لتصحيح مشكلة الارتباط الذاتي في الباقي عن طريق تضمين دالة الاختبار عدداً معيناً من فروقات المتغير التابع المتباين لتقدير واحدة او أكثر من معدلات الانحدار (الfrag, 2004: 66)

الاتية:

$$\Delta Y_t = BY_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta Y_{t-i} + u_t \dots \dots \dots \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + BY_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta Y_{t-i} + u_t \dots \dots \dots \quad (8)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 t + BY_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta Y_{t-i} + u_t \dots \dots \dots \quad (9)$$

اذ أن  $\Delta$ : الفروق الأولى

$a_0, a_1, B$ : المعلمات المطلوبة تقديرها

$Y$ : المتغير المطلوب اختباره

$P$ : عدد فترات الابطاء

$u_t$ : حد الخطأ العشوائي

$t$ : الزمن على شكل اتجاه عام

ومقارنة قيمة  $t$  المحسوبة مع قيمة  $(*)$  الجدولية بعد تقدير الصيغ أعلىه باستخدام طريقة (OLS) فإذا كانت قيمة  $t$  المحسوبة أكبر من الجدولية ترفض فرضية العدم ( $H_0: B=0$ ) وتقبل الفرضية البديلة ( $H_1: B > 0$ ) مما يدل على معنوية المعلمة الإحصائية وعدم وجود جذر الوحدة أي السلسلة الزمنية الساكنة والعكس صحيح، أما إذا كانت قيمة  $t$  المحسوبة أصغر من الجدولية قبل فرضية العدم ( $H_0: B=0$ )

وترفض الفرضية البديلة ( $O > H_1:B$ ), أي أن السلسلة الزمنية غير ساكنة، لذا نقوم بإجراء اختبار الفرق الأول للمعادلات السابقة، وإذا ظهرت غير ساكنة نكرر الاختبار للفرق الثاني وهكذا (Dickey & Fuller, 1981).

وإذا كانت السلسلة الزمنية ساكنة عند المستوى فإنها تمثل مجموعة متكاملة من الدرجة صفر أي ( $I(0)$ ، وإذا كانت غير ساكنة نأخذ الفرق الأول ويجري لها اختبار جذر الوحدة، وإذا تحقق لها صفة السكون عند الفرق الأول، يُقال عنها مجموعة متكاملة من الدرجة الأولى ( $I(1)$ ، وإذا تحقق السكون عند الفرق الثاني تمثل مجموعة متكاملة من الدرجة الثانية ( $I(2)$ ، علمًا أن القيم الحرجة لـ $\Delta$  لاختبار فرضية العدم تعتمد على قيم ماكينون (Mackinnon).

## 2- اختبار فليبيس بيرون: (PP-Phillips-Perron test)

يمختبر فليبيس بيرون الفرض الصافي وجودر الوحدة مقابل سكون الاتجاه أيضًا من خلال توظيف اختبار لا معلمي (Non Parametric) لصيغة ديكي فوللر غير المعدلة (التي لا يضاف إليها الفروق الأولى المترابطة للمتغير التابع كمتغيرات تفسيرية)، ويسمح بوجود متوسط لا يساوي صفر واتجاه خطى للزمن (سليمان, 2017: 79)

$$\Delta y_t = a + B y_{t-1} + u_t. \quad (10)$$

اذ أن:  $\Delta$  الفروق الأولى

$y_{t-1}$ : القيم المترابطة للمتغير محل الدراسة لمدة زمنية واحدة

$T$ : الزمن على شكل اتجاه عام

$u_t$ : متغير عشوائي

ويختلف اختبار فليبيس بيرون (pp) عن اختبار (ADF) كونه لا يحتوي على قيم مترابطة للفروق، ويعتمد على تقدير معادلة ديكي فوللر البسيطة (DF) نفسها عدا الصيغة الأولى بدون حد ثابت واتجاه عام، إلا أنه مختلف عن اختبار (DF) في طريقة معالجة وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى:

ويستخدم اختبار  $t^*$  لاختبار فرضية العدم ( $H_0: B=0$ ) التي تنص بعدم استقرار السلسلة الزمنية في مستوىها مقابلاً لفرضية البديلة التي تنص على سكون السلسلة الزمنية ( $H_1: B > 0$ ) فعندما تكون قيمة  $t^*$  معنوية وهذا يعني رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة والتي تقضي بسكون السلسلة الزمنية (لا تحتوي على جذر الوحدة). والتخاذل القرار يكون مشابه للخطوات المذكورة آنفًا في اختبار (ADF) وكذلك استعمال القيم الحرجة (Critical Value) نفسها للاختبارين بسبب أن الاختبارين هما نفس التوزيع في العينات الكبيرة (القدير: 2006: 211).

## 2- اختبار التكامل المشترك: Co-integration Test:

تعتمد اختبارات التكامل المشترك على المفهوم الاقتصادي للخصائص الإحصائية للسلالسل الزمنية ويتم الربط بين مفهوم التكامل المشترك ومفهوم النظرية الاقتصادية وخاصة فيما يتعلق بفكرة العلاقة التوازنية في الأجل الطويل، إذ ينص أنموذج التكامل المشترك أن المتغيرات الاقتصادية التي تفترضها النظرية الاقتصادية تشير إلى وجود علاقة توازنية بينها في الأجل الطويل، ولا تبتعد عن بعضها بشكل كبير في الأجل الطويل مع امكانية أن يختل هذا التوازن في الأجل القصير ويصحح هذا الاختلال في التوازن بقوى اقتصادية تقوم بإعادة هذه المتغيرات للتحرك نحو التوازن في الأجل الطويل (بتال وآخرون: 2014) وهناك عدة اختبارات لتحليل التكامل المشترك.

أ- اختبار أنجل - جرانيجر ذي الخطوتين:

تعتمد منهجية أبجل جرanger على خطوتين هما (Engel and Granger, 1988: 256) من 1- يجب التتحقق من سكون السلسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية المدروسة باستخدام أيًّا من اختبارات جذر الوحدة، إذا دلت النتائج على سكون السلسل الزمنية للمتغيرات في مستوىها الأصلي، أي أن المتغيرات متكاملة تكاملاً مشتركةً من الدرجة صفر (0)، يمكن استخدام الطرق الإحصائية التقليدية للتقدير.

وإذا كانت السلالس الزمنية متكاملة من الدرجة الأولى (1) فإن:

وستستخدم طريقة المربعات الصغرى OLS ثم يتم بعد ذلك اختبار استقرار البوافي ( $e_t$ ) لمعرفة مدى سكون مقدرات سلسلة البوافي في العلاقة طويلة الأجل ( $e_t$ ), ومن نتائج المعادلة السابقة:

إذا كانت العلاقة متکاملة تماماً مشتركاً، ودللت نتائج تقدر المعادلة السابقة (11) على سكون البوافي فإن هذا يعني أن المتغيرين ( $X_t$ ,  $y_t$ ) متکاملان تماماً مشتركاً، أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بينهما (سلیمان، 2017 : 81).

2- ححسب الباقي والتي تقيس انحراف العلاقة المقدرة في الأجل القصير عن اتجاهها التوازنى في الأجل الطويل وفق المعادلة الآتية (عطيه, 2005: 688).

3- بعد الحصول على بوادي الانحدار المقدر ( $\hat{U}$ ) الناجمة عن انحدار العلاقة التوازنية طويلة الأجل يتم اجراء احدى اختبارات السكون على بوادي الانحدار وكالاتي:

$$\Delta \hat{U}_t = b_0 + b_1 \hat{U}_{t-1} + \Delta \hat{U}_{t-1} + e_t \quad \dots \dots \dots (13)$$

بعد تحديد قيمة (B) المحتسبة نقارنها بالقيمة الحرجية لها من جداول انجل وجراينجر واذا تم قبول فرضية عدم (H0: B=0) فهذا يعني وجود جذر الوحدة في سلسلة البواقي اي اهنا غير ساكنة مما يدل على عدم وجود تكامل مشترك بين السلسلتين الزمنيتين للمتغيرات المكونة للافوژج اذا تم قبول الفرضية البديلة (H1: B1 ≠ 0) فهذا يعني ان سلسلة البواقي ساكنة مما يعني ان السلسلتين الزمنيتين للمتغيرات المكونة للافوژج تتصف بخاصية التكامل المشترك اي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بينهما مما يجعل افروژج تصحيح الخطأ (Error Correction Model) اكثر ملائمة لتقدير العلاقة بينهما (الزهري، 2004: 76) ويعانى اختبار انجل من عدة مشاكل (عبد القادر ، 2007: 6):

أولاًً: يفترض وجود علاقة تكامل واحدة بين متغيرات العلاقة وهذا غير دقيق في نظام مكون من عدد كبير من المعادلات.

ثانياً: يحدد التكامل المشترك باتجاه واحد لمتغيرين فقط وهذا يمثل قيداً كبيراً عند وجود اكثر من متغيرين مع العلاقات التبادلية.

ثالثاً: يفترض ان احد المتغيرات متغير تابع وباقى المتغيرات تعد مستقلة.

ب- اختبار جوهانسن وجسيليوس للتكمال المشترك (Johansen and Juselius – Test) يستخدم هذا الاختبار لتحديد التوازن طويلاً الأجل بين السلسلتين الزمنيتين التي تحتوي على جذر وحدة من الدرجة الأولى أو أكثر، ويستخدم في حالة العينات الصغيرة والكبيرة أيضاً (العبدلي، 2007: 6). أن اختبار جوهانسن يتتفوق على اختبار انجل وجراينجر ويتاسب هذا الاختبار مع العينات الصغيرة ويكشف عن ما إذا كان هناك تكميلاً مشتركاً ويتحقق التكمال المشترك في حالة انحدار المتغير التابع على اكثر من متغيرين مستقلين (الدليمي، مالك، 2018: 119).

ويعد هذا الاختبار اختباراً لرتبة المصفوفة (LR) ومن أجل تحديد عدد متوجهات التكمال المشترك وضمن سياق اختبار جوهانسن يتم استخدام اختبارين احصائيين مبندين على دالة الامكانيات العظمى (LR)، وهم:

Like Lihood Ratio Test

1- اختبار الأثر (Trace Test) ويأخذ الصيغة الآتية:-

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \log(\hat{\lambda}_i) \dots \dots (14)$$

اذ ان

٢: عدد متوجهات التكمال المشترك القيم الذاتية لمصفوفة التباين والتباين المشترك ، T: حجم العينة.

اذا يتم اختبار فرضية العدم ( $r=0$ ) مقابل الفرضية البديلة ( $\geq 1$ ) فاذا كانت قيمة اختبار الاثر المحسوبة اصغر من القيمة الحرجة تقبل فرضية العدم والتي تعني ان متوجهات التكامل المشتركة تساوي صفر، اما اذا كانت قيمة الاختبار المحسوبة اكبر من القيمة الحرجة، تقبل الفرضية البديلة والتي تعني ان عدد المتوجهات اكبر من الصفر مما يعني وجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج (الجناوي ، 2012: 64).

2- اختبار الامكان الأعظم (Max) (Maximum Eigenvalues Test) (يوسفات، 2006: 9) ويحسب اختبار الامكان الأعظم بالصيغة الآتية:

$$\lambda_{Max} = -T \log (1 - \hat{\lambda}_t) \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad (15)$$

ند اختبار فرضية العدم مقابل الفرضية البديلة يتم بمقارنة قيمة (15) مع القيمة الحرجة عند مستوى معنوية معينة استناداً إلى جدول جوهانسن وجيسليوس ، فاذا كانت قيمة (15) لمعدل الامكان الأعظم اكبر من القيمة الحرجة ترفض فرضية العدم وتقبل الفرضية البديلة مما يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات ومعرفة عدد متوجهات هذا التكامل والعكس صحيح في حالة قبول فرضية العدم ورفض الفرضية البديلة مما يعني عدم وجود تكامل مشترك (العياثاوي ، 2020: 98).

3- اختبار التكامل المشترك باستخدام انموذج الانحدار الذاتي لابطاء الموزع:

#### Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL)

تطلب اختبارات التكامل المشترك (أنجل، وجراينجر، جوهانسن، وجيسليوس) أن تكون المتغيرات متكاملة من الرتبة نفسها وتنتج عنها نتائج غير دقيقة إذا كان عدد المشاهدات صغيراً وبسبب هاتين المشكلتين أصبح منهج الانحدار الذاتي لابطاء الموزع (ARDL) شائع الاستخدام في المدة الأخيرة والذي قدم من قبل بيسaran وآخرون (Pesaran et. al) عام (2001) وفي هذا النموذج تكون السلسلة الزمنية دالة في ابطاء قيمها وقيم المتغيرات المستقلة الحالية وابطائها مررة واحدة او اكثر وتميز منهجهة (ARDL) بعدة مزايا أهمها (الشوريجي، 2009: 156):

1- لا يستلزم اختبار (ARDL) ان تكون السلسلة الزمنية متكاملة من الرتبة نفسها (0) او من الرتبة (1) بشرط أن لا تكون متكاملة من الرتبة الثانية (2) فقط.

2- امكانية تقدير الأجل الطويل والقصير في آن واحد فضلاً عن امكانية التعامل مع المتغيرات التفسيرية في النموذج بفترات ابطاء زمنية مختلفة.

3- أنموذج (ARDL) يعطي أفضل النتائج للمعلمات في الأجل الطويل ، واختبارات التشخيص يمكن الاعتماد عليها (Narayan & fijis ، 2004: 205).

٤- من خلال انموذج (ARDL) ممكن تحديد العلاقة التكاملية بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة فضلاً عن عدم تحديد حجم تأثير كلّاً من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع وتعد معلماته المقدرة للأجلين الطويل والقصير أكثر اتساقاً من المقدرة بالطرق الأخرى. والصيغة العامة لأنموذج مكون من متغير تابع (Y) ومن المتغيرات التوضيحية (X<sub>1</sub>, X<sub>2</sub>.....X<sub>k</sub>) ويكتب الأنموذج (ARDL) (P, q<sub>1</sub>, q<sub>2</sub> .....q<sub>k</sub>). وبالشكل الآتي: (حسن، 2013: 188).

$$\Delta Y_t = c + B_1 Y_{t-1} + B_2 X_{1t-1} + B_3 X_{2t-1} + \dots + B_{k+1} X_{kt-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \lambda_{2i} \Delta X_{1t-i} \\ + \sum_{i=0}^{q_2-1} \lambda_{3i} \Delta X_{2t-i} + \dots + \sum_{i=0}^{q_k-1} \lambda_{(k+1)i} \Delta X_{kt-i} + \mu_t \quad (16)$$

إذ إن:

- Δ**: الفروق الأولى. **C**: الحد الثابت. **B<sub>t</sub>**: حد الخطأ العشوائي. **B**: معلمات العلاقة طويلة الأجل.  
**λ**: معلمات العلاقة قصيرة الأجل.

و<sup>ا</sup>ن مثل فترات الإبطاء للمتغيرات (P, q<sub>1</sub>, q<sub>2</sub> ... q<sub>K</sub>) على الترتيب.  
وبعد تحديد درجة تكامل متغيرات الانموذج وفق اختبارات (ADF, PP) وتحديد فترات الإبطاء المثلثي ومن أجل تطبيق اختبار التكامل المشترك في إطار منهجية انموذج الانحدار الذاتي للفحولات الرمزية المطباطنة (ARDL) يستلزم القيام بالإجراءات الآتية: (حسن ، 2013: 189)

### اولاً: منهج إختبار الحدود Bounds Testing Approach

يستخدم لإختبار مدى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية الداخلة في الأنموذج بواسطة إختبار (Wald) او إحصاءة إختبار (F)، والتي لها توزيع غير معياري ولا تعتمد على عوامل منها: حجم العينة، وادراج متغير الإتجاه في التقدير. وتحسب قيمة إحصاءة (F) وفق الصيغة الآتية:- (Diebold, 2016: 43)

$$F = \frac{(SSeR - SSeu)/M}{SSeu/(n - k)} \quad (17)$$

إذ إن:

**SSeR**: مجموع مربعات الباقي لأنموذج المقيد تحت (فرضية العدم)، أي عدم وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات (إنعدام التكامل المشترك بين المتغيرات).

$$H_0: B_1 = B_2 = \dots = B_{K+1} = 0$$

**SSeu**: مجموع مربعات الباقي للأنموذج غير المقيد تحت (الفرضية البديلة)، أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات (وجود تكامل مشترك بين المتغيرات).

$$H_1: B_1 \neq B_2 \neq \dots \neq B_{K+1} \neq 0$$

**M**: عدد معلمات الأنماذج المقيد. **n**: عدد المشاهدات (حجم العينة). **k**: عدد المتغيرات.

وبعد إحتساب قيمة إحصاءة ( $F$ ) تتم مقارنتها بقيمة ( $F$ ) الجدولية المحتسبة من قبل (Pesaran et.al) عام (2001)، ونظراً لأن إختبار ( $F$ ) له توزيع غير معياري فإن هناك قيمتين حررتين له:-

- قيمة الحد الأدنى:- وتفترض أن كل المتغيرات ساكنة في مستواها الأصلي، أي متكاملة من الرتبة صفر ( $I(0)$ ).

- قيمة الحد الأعلى:- وتفترض أن كل المتغيرات ساكنة في فرقها الأول، أي متكاملة من الرتبة الأولى ( $I(1)$ ).

ويكون القرار على ثلاثة حالات:- (حسن، 2013: 190)

**1** - إذا كانت قيمة إحصاءة ( $F$ ) المحتسبة أقل من قيمة الحد الأدنى لقيمة ( $F$ ) الجدولية، تقبل فرضية عدم القائلة بعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات (لا توجد علاقة توازنية طويلة الأجل).

**2** - إذا كانت قيمة إحصاءة ( $F$ ) المحتسبة أكبر من قيمة الحد الأعلى لقيمة ( $F$ ) الجدولية، تقبل فرضية البديلة القائلة بوجود تكامل مشترك بين المتغيرات (وجود علاقة توازنية طويلة الأجل).

**3** - إذا كانت قيمة إحصاءة ( $F$ ) المحتسبة تقع بين الحدين الأعلى والأدنى لقيمة ( $F$ ) الجدولية، فإن النتائج تكون غير محسومة، مما يعني عدم القدرة على إتخاذ قرار لتحديد ما إذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه.

وسيتم إتخاذ القرار على أساس مقارنة قيمة إحصاءة ( $F$ ) المحتسبة مع قيمة ( $F$ ) الجدولية للحد الأدنى إذا كانت المتغيرات متكاملة من الرتبة صفر ( $I(0)$ ، أما إذا كانت متكاملة من الرتبة الأولى ( $I(1)$ ، فسيتم إتخاذ القرار على أساس مقارنة قيمة إحصاءة ( $F$ ) المحتسبة مع قيمة ( $F$ ) الجدولية للحد الأعلى).

**ثانياً: تقدير معلمات الأنماذج (ARDL) للأجل القصير والطويل ومعلمة تصحيح الخطأ (VECM)**

بعد التأكيد من وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية، يتم تقدير معلمات الأنماذج (ARDL) للأجلين القصير والطويل ومعلمة متوجه تصحيح الخطأ (VECM) وفق المعادلة

(16) بإستخدام طريقة المربعات الصغرى الإعتيادية (OLS)، إستناداً إلى عدد فترات الإبطاء المحددة، ولتحديد الأنماذج الملائمة يتم الإعتماد على طريقة (Hendry) الذي ينتقل من العام إلى الخاص، والذي يتمثل في إلغاء متغير الفروق الأولى لأي متغير تكون القيم المطلقة لإحصاء (t) الخاصة به غير معنوية أي أقل من الواحد الصحيح (حسن، 2013: 189). وقبل إعتماد هذا الأنماذج المقدر وتطبيقه ينبغي التأكيد من جودة أداء هذا الأنماذج، ويتم ذلك من خلال إجراء الاختبارات التشخيصية الآتية:-  
الشورجي، 2009: 159)

**1- إختبار مضروب لاكرانج للارتباط التسلسلي بين الباقي (BGLM).**

#### Lagrange Multiplier Test of Residual {Brush-Godfrey}

**2- إختبار عدم ثبات التباين المشروط بالإنحدار الذاتي.**

#### Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH)

**3- إختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية.** (Jarque Bera JB).

#### ثالثاً: إختبار إستقرارية معلمات الأنماذج (ARDL):

لكي يتم التأكيد من خلو البيانات المستخدمة في البحث من وجود أي تغيرات هيكلية فيها، ومعرفة مدى استقرار وإنسجام معاملات الأجل الطويل مع تقديرات معلمات الأجل القصير يمكن استخدام أحد الإختباريين الآتيين:- (ادريوش وعبد القادر، 2013: 23).

**1- إختبار المجموع التراكمي للباقي المعاودة.**

#### Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM)

**2- إختبار المجموع التراكمي لمربعات الباقي المعاودة.**

#### Cumulative Sum of Squares Recursive Residual (CUSUM-SQ)

ويعد الإختبارين من أهم الإختبارات في هذا المجال، لأنهما يوضحان أمررين مهمين هما: مدى إستقرار وإنسجام المعلومات طويلة الأجل مع معلمات الأجل القصير، و توضيح مدى وجود أي تغير هيكلية في البيانات. ووفقاً لهذين الإختبارين يتحقق الإستقرار الهيكلي للمعلمات المقدرة بصيغة تصحيح الخطأ للأنماذج (ARDL) إذا وقع الخط البياني لاختبار كل من (CUSUM) و (CUSUM-SQ) داخل الحدود الحرجة (الحد الأعلى والحد الأدنى) عند مستوى معنوية (5%), في حين تكون المعاملات لا تتسم بالإستقرارية الهيكيلية إذا وقع الخط البياني لاختبارات خارج الحدود الحرجة عند مستوى معنوية (5%), (الدليمي، مالك، 2018: 125).

## نتائج قياس وتحليل مصادر التضخم في الاقتصاد العراقي للمدة (1970-2018):

### توضيف الأنماذج القياسي:

يمكن بناء الأنماذج القياسي لقياس مصادر التضخم في الاقتصاد العراقي طبقاً للتصورات الآتية:-

أ- ان التضخم في الاقتصاد العراقي يتواافق كثيراً مع الأنماذج الكلاسيكي الذي يشير الى ان التضخم دالة لكمية عرض النقود.

ب- ان التضخم في الاقتصاد العراقي يتواافق مع النموذج الكيوري الذي يرى ان التضخم هو دالة للفجوة التضخمية أي أنه دالة لحجم الإنفاق الاستهلاكي والإنفاق الاستثماري قياساً بحجم العرض الكلي (الناتج المحلي الاجمالي).

ج- ان علاقة التضخم بالطلب على النقود وفقاً لأنماذج نظرية لكمية النقود الحديثة يبتعد الى حد ما عن حالة الاقتصاد العراقي لأن الأساس في الاقتصاديات النامية ومنها الاقتصاد العراقي يكون عرض النقود هو العامل الفاعل في تحفيز معدلات التضخم وليس الطلب على النقود لذلك يستبعد متغير الطلب على النقود من الأنماذج القياسي.

د- ان الأنماذج التضخم طبقاً للمدرسة السويدية يتواافق كثيراً مع حالة الاقتصاد العراقي اذ ان التضخم في الاقتصاد العراقي محل البحث يرتبط بحد ما بحجم الإفراط النقدي ومن هنا فإن الباحث سيعتمد نصيب الوحدة الواحدة من الناتج المحلي الاجمالي من لكمية النقود المتداولة كأحد المتغيرات المحددة لمعدل التضخم في الاقتصاد العراقي.

هـ- وبصدق قياس أثر الاختلالات الهيكيلية في التضخم طبقاً لأنماذج الهيكلية فإن الباحث يختلف قليلاً عن رؤية ذلك الأنماذج في تشخيص مسببات ارتفاع الأسعار في العراق اذ ان مصدر الاختلالات الهيكيلية في الاقتصاد العراقي ناجم عن اعتماده شبه الكامل على القطاع النفطي ومن هنا اعتمد الباحث على مساهمة القطاع النفطي في الناتج المحلي الاجمالي كونه مصدراً من مصادر التضخم في الاقتصاد العراقي.

ويُقصد بتوضيف النموذج صياغة العلاقات الاقتصادية بين المتغيرات موضوع الدراسة في صورة رياضية من أجل قياس معاملاتها بإستخدام الطرق القياسية. وت تكون هذه المرحلة من خطوتين هما:-

**تحديد متغيرات الأنودج والإشارات المسбقة للمعلم:**

بناءً على التحليل الاقتصادي لمصادر التضخم والمعلومات المتاحة عن الدراسات القياسية السابقة، يمكن صياغة الأنماط القياسية لمصادر التضخم والعوامل المؤثرة فيه وتحديد التوقعات النظرية المسбقة عن اشارات معلم النموذج وفق العلاقة الدالية الآتية:-

$$\text{Inf} = f(M^+, X P^+, E x^-, O p^-, O i l^-, D D^+) \dots\dots(18)$$

إذ ان:

inf: التضخم معدل.

M: عرض النقد، ويفترض انه يرتبط بعلاقة طردية مع التضخم.

Xp: الإنفاق الاستهلاكي ، ويفترض ان يرتبط العلاقة طردية مع التضخم.

Ex: سعر الصرف في السوق الموازي ويفترض ان يرتبط بعلاقة عكssية مع التضخم.

Op: درجة الانفتاح الاقتصادي ، ويفترض ان يرتبط بعلاقة عكssية مع التضخم.

Oil: مساهمة النفط في الناتج المحلي الإجمالي ويفترض أن يرتبط بعلاقة عكسية مع التضخم.

DD: المتغير الوهمي لاستبعاد أثر التقلبات التي حصلت خلال مدة البحث بسبب طول المدة الزمنية.

### اختيار الصيغة الرياضية المناسبة:

يعتبر الأسلوب الكمي وسيلة مهمة في تفسير أبعاد النظرية الاقتصادية على مستوى الاقتصاد الكلي (Macroeconomic)، ويتم ذلك من خلال تحويل المتغيرات الاقتصادية موضوع البحث إلى صيغ رياضية تأخذ شكل الدالة (Function) ومن أجل الوصول إلى أفضل الصيغ الرياضية، تم تقدير الانمودج وفق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) باستخدام الصيغة الخطية والنصف اللوغارitmية واستبعاد الصيغة اللوغارitmية المزدوجة كون بعض قيم المتغير المعتمد (معدل التضخم) تحتوي على قيم سالبة. وتم اختيار الصيغة النصف لوغارitmية كونها تعطي مؤشرات احصائية افضل من الصيغة الخطية إذ تمتلك أعلى قيمة  $R^2$  ،  $R^{-2}$  ، F (AIC, SC , H.Q) وعليه سيتم صياغة وتقدير الانمودج القياسي للبحث وفق الصيغة النصف لوغارitmية من اليمين وعلى النحو الآتي:-

$$inf = f(LogM, Log\ xp, LogEx, Log\ Op, Logoil, DD) \dots \quad (19)$$

إذ تم تحويله إلى نموذج قياسي نصف لوغاريتمي ليأخذ الشكل الآتي:-

$$Inf = a + b_1 \log M + b_2 \log XP + b_3 \log Ex + b_4 \log Op + b_5 \log Oil + b_6 DD + ei \quad (20)$$

## نتائج إختبارات جذر الوحدة لسكون السلسل الزمنية للمتغيرات محل البحث.

### إختبار ديكي فولمر الموسع (ADF).

يبين الجدول (1) نتائج إختبار جذر الوحدة للسلسل الزمنية للمتغيرات بصيغتها النصف لوغاريمية، إذ تشير نتائج الإختبار ان المتغيرات موضوع البحث لم تستقر عند مستوى الأصلي باستثناء المتغيرات: معدل التضخم ومساهمة النفط من الناتج ودرجة الانفتاح الاقتصادي، إذ كانت قيمة (t) المحسوبة أصغر من قيمة (t<sub>c</sub>) الحرجة عند مستوى معنوية (10%, 5%, 1%)، مما يعني قبول فرضية العدم (H<sub>0</sub>: B=0) القائلة بوجود جذر الوحدة في بيانات السلسل الزمنية، وإنما استقرت بعد اخذ الفروق الأولى لها، إذ كانت قيمة (t) المحسوبة أكبر من قيمة (t<sub>c</sub>) الحرجة عند مستوى معنوية (10%, 5%, 1%)، مما يعني قبول الفرضية البديلة (H<sub>1</sub>: B≠0) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة، أي إنما متكاملة من الرتبة (1). سواء كان ذلك بوجود حد ثابت وإتجاه عام او بدونهما، في حين تحققت صفة السكون عند المستوى الأصلي لكل من معدل التضخم ومساهمة النفط من الناتج ودرجة الانفتاح الاقتصادي إذ كانت قيمة (t) المحسوبة أكبر من قيمة (t<sub>c</sub>) الحرجة عند مستوى معنوية (5%), مما يعني قبول الفرضية البديلة (H<sub>1</sub>: B≠0) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة، أي إنما متكاملة من الرتبة (0). وإن ما يعزز هذه النتائج قيم الاحتمال الحرجة الأصغر من (5%).

الجدول رقم (1) نتائج إختبار جذر الوحدة حسب إختبار (ADF)

UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)

		<u>At Level</u>					
		INF	LOG(EX)	LOG(OIL)	LOG(M2)	LOG(OP)	LOG(XP)
With Constant	t-Statistic	-3.2350	-1.3652	-3.5074	-1.6301	-3.2385	-1.1903
	Prob.	<b>0.0232</b>	<b>0.5925</b>	<b>0.0115</b>	<b>0.4606</b>	<b>0.0230</b>	<b>0.6724</b>
With Constant & Trend	t-Statistic	-3.2061	-1.1037	-3.7134	-0.1359	-3.2019	-0.4834
	Prob.	<b>0.0939</b>	<b>0.9189</b>	<b>0.0298</b>	<b>0.9930</b>	<b>0.0947</b>	<b>0.9815</b>
Without Constant & Trend	t-Statistic	-3.1201	0.0448	-0.6591	4.3131	-1.1559	3.3670
	Prob.	<b>0.0024</b>	<b>0.6928</b>	<b>0.4270</b>	<b>1.0000</b>	<b>0.2230</b>	<b>0.9997</b>
		***	no	no	no	no	no
		<u>At First Difference</u>					
With Constant	t-Statistic	d(INF)	d(LOG(EX))	d(LOG(OIL))	d(LOG(M2))	d(LOG(OP))	d(LOG(XP))
	Prob.	-6.7490	-3.7352	-5.3304	-6.7075	-6.3183	-10.9130
With Constant & Trend	t-Statistic	-6.6860	-3.8457	-5.2929	-7.0386	-6.2546	-10.9926
	Prob.	<b>0.0000</b>	<b>0.0215</b>	<b>0.0003</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
Without Constant & Trend	t-Statistic	-6.8160	-3.4597	-5.3809	-1.8857	-6.3863	-1.4307
	Prob.	<b>0.0000</b>	<b>0.0009</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0572</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.1405</b>
		***	***	***	*	***	no

Notes: (\*)Significant at the 10%; (\*\*)Significant at the 5%; (\*\*\*) Significant at the 1%. and (no) Not Significant

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

(\*) ،(\*\*) ،(\*\*\*) تدل على إنها معنوية عند مستوى (10%) ،(5%) ،(1%) على التوالي حسب القيم الجدولية لـ (Mackinnon), و (No) تدل على إنها غير معنوية.

### إختبار فيلبس بروون (PP).

يلاحظ من خلال الجدول (2) ان النتائج وفق إختبار فيلبس (PP) لم تختلف كثيراً عما كانت عليه في إختبار (ADF) مما يعطينا مصداقية أكبر، إذ إن السلسل الرزمنية كانت غير ساكنة عند المستوى لجميع المتغيرات باستثناء متغيرين هما: معدل التضخم ودرجة الانفتاح الاقتصادي ، لذا تمأخذ الفروق الأولى لها وتبين إنها استقرت عند مستوى معنوية (10%, 5%, 1%)، إذ كانت قيمة (t) المحتسبة أكبر من قيمة (t) الحرجة عند مستوى معنوية (10%, 5%, 1%)، مما يعني قبول الفرضية البديلة ( $H1:B \neq 0$ ) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة، أي إنها متكاملة من الرتبة (I)، في حين تحققت صفة السكون عند المستوى الأصلي لكل من معدل التضخم، ودرجة الانفتاح الاقتصادي عند مستوى معنوية (5%, 1%), إذا كانت قيمة (t) المحتسبة أكبر من قيمة (t) الحرجة، مما يعني رفض فرضية العدم ( $H0:B=0$ ) القائلة بوجود جذر الوحدة وقبول الفرضية البديلة ( $H1:B \neq 0$ ) القائلة بعدم وجود جذر الوحدة، أي إنها متكاملة من الرتبة (0). وإن ما يعزز هذه النتيجة قيم الاحتمال الحرجة الأصغر من (5%).

### الجدول رقم (2) نتائج إختبار جذر الوحدة حسب إختبار (PP)

UNIT ROOT TEST TABLE (PP)							
		<u>At Level</u>					
With Constant	t-Statistic	-3.3884	-1.2222	-2.6786	-1.5369	-3.4053	-1.0835
	Prob.	<b>0.0156</b>	<b>0.6587</b>	<b>0.0842</b>	<b>0.5076</b>	<b>0.0149</b>	<b>0.7162</b>
With Constant & Trend	t-Statistic	-3.3609	-0.9661	-2.6947	-0.3403	-3.3739	-1.1498
	Prob.	<b>0.0674</b>	<b>0.9402</b>	<b>0.2428</b>	<b>0.9874</b>	<b>0.0655</b>	<b>0.9106</b>
Without Constant & Trend	t-Statistic	-3.2636	0.2277	-0.3679	3.0172	-1.1924	3.0197
	Prob.	<b>0.0015</b>	<b>0.7486</b>	<b>0.5475</b>	<b>0.9992</b>	<b>0.2105</b>	<b>0.9992</b>
<u>At First Difference</u>							
With Constant	t-Statistic	-7.3288	-3.6466	-5.3277	-6.8158	-6.9845	-10.8957
	Prob.	<b>0.0000</b>	<b>0.0078</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
With Constant & Trend	t-Statistic	-7.2441	-3.7636	-5.3967	-7.0553	-6.9213	-11.0426
	Prob.	<b>0.0000</b>	<b>0.0264</b>	<b>0.0002</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>
Without Constant & Trend	t-Statistic	-7.4165	-3.3298	-5.4219	-5.1520	-7.0503	-8.7966
	Prob.	<b>0.0000</b>	<b>0.0013</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>

(\*)، (\*\*)، (\*\*\*) تدل على إنها معنوية عند مستوى (10%， 5%， 1%) على التوالي حسب القيم الجدولية لـ (Mackinnon)، و(No) تدل على إنها غير معنوية.

### إختيار الأنماذج الملائمة.

بعد إجراء إختبارات السكون للسلسل الزمنية لمتغيرات البحث أصبح من المناسب استخدام منهجة التكامل المشتركة وفق أنموذج (ARDL) وتقدير العلاقة التوازنية في الأجلين القصير والطويل، لأن السلسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة تتصرف بالسكون عند درجات مختلفة من المستوى والفرق الأول، أي إنها متكاملة من الرتبة (0) و (1) عند مستوى معنوية (10%， 5%， 1%)، وعلى هذا الأساس نستنتج أن أنموذج الإنحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباينة (ARDL) هو الأنسب لقياس وتحليل العلاقة بين المتغيرات موضوع البحث.

### صياغة الأنماذج

بعد إختيار الصيغة النصف لوغاريمية من اليمين للأنموذج يمكن قياس العلاقة في الأجلين القصير والطويل وفقاً لأنموذج (ARDL) كما في الصيغة الآتية:-

$$\Delta \lnf = C + B_1 \lnf_{t-1} + B_2 \log \text{Ex}_{t-1} + B_3 \log \text{Oil}_{t-1} + B_4 \log M_{t-1} + B_5 \log O_{t-1} + B_6 \log X_{p,t-1} + B_7 \Delta DD + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta \lnf_{t-i} \sum_{i=1}^{q_1} \lambda_2 \Delta \log \text{Ex}_{1:t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} \lambda_3 \Delta \log \text{Oil}_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} \lambda_4 \Delta \log M_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_4} \lambda_5 \Delta \log O_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} \lambda_6 \Delta \log X_{p,t-i} + \epsilon_t \dots \quad (21)$$

إذ إن:

$\lnf$ : معدل التضخم.

$M$ : عرض النقد.

$xp$ : الإنفاق الاستهلاكي.

$Ex$ : سعر الصرف في السوق الموازي.

$O$ : درجة الانفتاح الاقتصادي.

$Oil$ : مساهمة القطاع النفطي في الناتج المحلي الإجمالي.

$DD$ : المتغير الوهمي وتم تضمينه لاستبعاد التقليبات التي حصلت خلال مدة البحث.  $\Delta$ : الفروق الأولى لقيم المتغير.

$C$ : الحد الثابت.

$p$ : عدد مدد الإبطاء المثلثي.

- Bi: معلمات العلاقة طويلة الأجل.
- Ni: معلمات العلاقة قصيرة الأجل.
- Et: حد الخطأ العشوائي.

### تقدير الأنماط القياسي

#### التقدير الاولى لنموذج (ARDL)

يبين الجدول (3) نتائج التقدير الاولى لنموذج مصادر التضخم باستخدام منهجية (ARDL) الذي يوضح العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة قيد البحث والذي يستدل منه معنوية النموذج المستخدم في تقدير معلمات الأجل القصير والطويل بحسب المؤشرات الاحصائية ( $F$ ,  $R^2$ ,  $R^2$ , AIC) كما ان رتبة النموذج الذي تم اختياره وفق منهجية (ARDL) هو (1,2,2,2,2,2) بحسب معيار (AIC) والتي تمثل أقل قيمة لهذا المعيار والشكل البياني رقم (1) يوضح الرتبة المثلث لنموذج (ARDL) الذي تم اختياره.

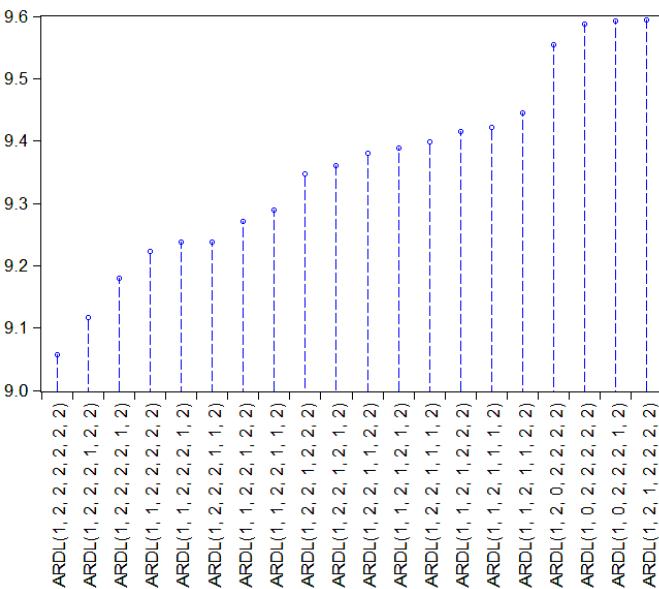
الجدول رقم (3) نتائج التقدير الاولى لنموذج مصادر التضخم (ARDL)

Method: ARDL  
 Date: 06/03/20 Time: 14:40  
 Sample (adjusted): 1972 2018  
 Included observations: 47 after adjustments  
 Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)  
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)  
 Dynamic regressors (2 lags, automatic): LOG(EX) LOG(OIL) LOG(M2)  
 LOG(OP) LOG(XP) DD  
 Fixed regressors: C  
 Number of models evaluated: 729  
 Selected Model: ARDL(1, 2, 2, 2, 2, 2, 2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
INF(-1)	0.148207	0.088155	1.681211	0.1043
LOG(EX)	26.59658	14.03371	1.895192	0.0688
LOG(EX(-1))	-13.29871	21.09658	-0.630373	0.5338
LOG(EX(-2))	-40.26251	16.13063	-2.496029	0.0190
LOG(OIL)	-19.71418	6.671024	-2.955196	0.0064
LOG(OIL(-1))	17.50279	8.339391	2.098809	0.0453
LOG(OIL(-2))	-35.54429	7.723550	-4.602067	0.0001
LOG(M2)	20.97803	11.57110	1.812968	0.0810
LOG(M2(-1))	-20.07579	13.12703	-1.529347	0.1378
LOG(M2(-2))	-34.51985	10.58426	-3.261433	0.0030
LOG(OP)	23.79898	2.929726	8.123278	0.0000
LOG(OP(-1))	-20.52023	3.098171	-6.623338	0.0000
LOG(OP(-2))	-5.212201	3.049748	-1.709059	0.0989
LOG(XP)	6.032177	8.791404	0.686145	0.4985
LOG(XP(-1))	33.85880	8.203301	4.127460	0.0003
LOG(XP(-2))	18.27310	8.312608	2.198239	0.0367
DD	93.35493	24.20020	3.857609	0.0006
DD(-1)	232.6455	32.62547	7.130794	0.0000
DD(-2)	147.0629	29.83165	4.929760	0.0000
C	-91.09389	53.93827	-1.688855	0.1028
R-squared	0.975012	Mean dependent var	27.44137	
Adjusted R-squared	0.957427	S.D. dependent var	93.65837	
S.E. of regression	19.32465	Akaike info criterion	9.057393	
Sum squared resid	10082.94	Schwarz criterion	9.844690	
Log likelihood	-192.8487	Hannan-Quinn criter.	9.353658	
F-statistic	55.44775	Durbin-Watson stat	1.362063	
Prob(F-statistic)	0.000000			

الشكل رقم (1) اختبار الرتبة المثلثي لأنموذج (ARDL) وفقاً لعيار (AIC)

Akaike Information Criteria (top 20 models)



### نتائج اختبار التكامل المشترك وفق اختبار الحدود (Bounds Test):

لإختبار مدى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل (وجود تكامل مشترك) بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية، تم حساب إحصاءة (F) من خلال إختبار الحدود كما موضح في الجدول رقم (4) الآتي:

الجدول رقم (4) نتائج إختبار التكامل المشترك لأنموذج المقدر (ARDL) وفق اختبار الحدود

#### ARDL Bounds Test

Date: 06/03/20 Time: 14:46

Sample: 1972 2018

Included observations: 47

Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	5.254175	6

#### Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.12	3.23
5%	2.45	3.61
2.5%	2.75	3.99
1%	3.15	4.43

يستدل من الجدول (4) ان قيمة إحصاء (F) المحتسبة بلغت (5.254) وهي أكبر من القيمة الحرجة للحد الأعلى والأدنى عند مستوى معنوية (%)1، مما يعني رفض فرضية العدم ( $H_0: b_1=b_2=b_3=...=b_7=0$ )، ونقبل بالفرضية البديلة ( $H_1: b_1 \neq b_2 \neq b_3 \neq ... \neq b_7 \neq 0$ )، وهذا يعني وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات في الأنماذج المستخدم للدراسة، أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل تتجه من جميع المتغيرات التفسيرية نحو المتغير التابع، مما يؤكّد صحة فرضية البحث مما يستلزم تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل ومعلمة تصحيح الخطأ.

### **نتائج تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل ومعلمة تصحيح الخطأ**

يستدل من نتائج التقدير في الجدول (5) وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغير التابع (معدل التضخم) والمتغيرات المستقلة وهذا ما يؤكّده معامل تصحيح الخطأ (Cointeq-1) لهذا النموذج البالغ (-1.35) وان القيمة الاحتمالية (Prob) المصاحبة له هي (0.000) الامر الذي يعني تتحقق الشرطين الاساسيين في هذا المعامل وهما قيمته السالبة ومعنىته الاحصائية. مما يعني ان (1.35) من اخطاء الأجل القصير يتم تصحيحها تلقائياً خالياً وحدة الزمن (السنة) لبلوغ التوازن في الأجل الطويل اي ان التضخم يتطلب حوالي أقل من سنة (0.7 - 1.35)، أي ما يقارب ثمانية اشهر وهي استجابة سريعة لبلوغ قيمته التوازنية في الأجل الطويل بعبارة أخرى ان المدد السابقة تتحرف عن توازن الأجل الطويل وتصبح في المدة الحالية (باعتبارها سرعة تعديل) بنسبة (135%) مما يشير الى ان التكيف كان سريعاً نسبياً.

اما نتائج الأجل الطويل فظاهر وجود نتائج عكسية معنوية بين مساهمة القطاع النفطي في الناتج المحلي الاجمالي وعرض النقد الواسع (M) ومعدل التضخم عند مستوى معنوية أقل من (%)1 واستجابة طويلة الأجل عكسية غير معنوية بين سعر الصرف في السوق الموازي ودرجة الانفتاح الاقتصادي ومعدل التضخم فضلاً عن وجود استجابة طويلة الأجل طردية ومعنىّة بين الانفاق الاستهلاكي (XP) ومعدل التضخم عند مستوى معنوية أقل من (1%).

الجدول رقم (5) نتائج تقدير معلمات الأجلين القصير والطويل ومعلمة تصحيح الخطأ (ECM) لأنموذج (ARDL) لمعدل التضخم

#### ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: INF

Selected Model: ARDL(1, 2, 2, 2, 2, 2)

Date: 06/03/20 Time: 14:46

Sample: 1970 2018

Included observations: 47

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(EX)	-0.916806	14.033712	-0.065329	0.9484
DLOG(EX(-1))	0.570861	16.130629	0.035390	0.9720
DLOG(OIL)	-0.414925	6.671024	-0.062198	0.9509
DLOG(OIL(-1))	35.544294	7.723550	4.602067	0.0001
DLOG(M2)	20.978028	11.571099	1.812968	0.0810
DLOG(M2(-1))	34.519846	10.584256	3.261433	0.0030
DLOG(OP)	23.798975	2.929726	8.123278	0.0000
DLOG(OP(-1))	5.212201	3.049748	1.709059	0.0989
DLOG(XP)	6.032177	8.791404	0.686145	0.4985
DLOG(XP(-1))	-18.273102	8.312608	-2.198239	0.0367
D(DD)	93.354926	24.200204	3.857609	0.0006
D(DD(-1))	-147.0629...	29.831654	-4.929760	0.0000
CointEq(-1)	-1.357205	0.088155	-15.395634	0.0000

$$\text{Cointeq} = \text{INF} - (-1.6750 * \text{LOG}(EX) - 26.4975 * \text{LOG}(OIL) - 24.7697 * \text{LOG}(M2) \\ - 1.4246 * \text{LOG}(OP) + 42.8558 * \text{LOG}(XP) + 348.5570 * DD - 67.1187 )$$

Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(EX)	-1.674982	3.912910	-0.428066	0.6720
LOG(OIL)	-26.497453	5.843368	-4.534620	0.0001
LOG(M2)	-24.769736	8.523332	-2.906109	0.0072
LOG(OP)	-1.424589	1.918389	-0.742597	0.4641
LOG(XP)	42.855781	10.840109	3.953446	0.0005
DD	348.557038	58.047165	6.004721	0.0000
C	-67.118750	41.945420	-1.600145	0.1212

### تقييم جودة الأنماذج المقدر اقتصادياً وقياسيأً

ولاً: تقييم الأنماذج القياسي المقدر اقتصادياً.

تقييم وتحليل مقدرات معلمات الأنماذج في الأجلين القصير والطويل.

بغية تقييم وتحليل نتائج تقدير معلمات الأنماذج القياسي اقتصادياً يتطلب ذلك حساب المرونات الجزئية لمعدل التضخم بالنسبة للمتغيرات المستقلة (مصادر التضخم في الأجلين القصير والطويل) والجدول (6)

الآتي يوضح ذلك:

## الجدول رقم (6) المرونة الجزئية للتضخم في الأجلين الطويل والقصير لأنموذج (ARDL)

المتغيرات	التوصيف	المرونة في الأجل القصير	المرونة في الأجل الطويل
EX	سعر الصرف في السوق الموازي	- 8.950	- 0.00016
Oil	مساهمة النفط في الناتج المحلي الاجمالي	- 4.048	- 0.0025
M	عرض النقد	0.002	- 0.0024
Op	درجة الانفتاح الاقتصادي	0.0023	- 0.00031
XP	الانفاق الاستهلاكي	0.00058	0.0041

تم احتساب المرونة الجزئية وفق صيغة الدالة نصف اللوغارitmية من اليمين بحسب الصيغة الآتية:

$$Ei = \frac{\bar{Bi}}{\bar{inf}}$$

اذ ان

Ei: المرونة الجزئية

$\bar{Bi}$  : قيمة المعلمة المقدرة

$\bar{inf}$ : الوسط الحسابي لمعدل التضخم  
يسنتنبع من الجدولين (5) و(6) ما يأى:-

أ. يظهر معامل سعر الصرف في السوق الموازي (EX) إستجابة عكسية وغير معنوية في الأنماذج المقدر في الأجلين القصير والطويل، إذ بلغت المرونة الجزئية للتضخم بالنسبة لسعر الصرف (-8.95) في الأجل القصير، أي إن زيادة سعر الصرف بنسبة (61%) يؤدى إلى انخفاض معدل التضخم بنسبة (8.95%) في الأجل القصير، في حين بلغت المرونة الجزئية في الأنماذج المقدر (-0.00016) في الأجل الطويل، أي إن زيادة سعر الصرف بنسبة (1%) يؤدى إلى انخفاض معدل التضخم بنسبة (0.00016%) في الأجل الطويل. هذه النتيجة كانت متوقعة وتتفق مع منطق النظرية الاقتصادية، لأن ارتفاع سعر الصرف يعني ارتفاع قيمة الدينار والانخفاض اسعار الواردات مما يؤدى الى تخفيف الضغط على الاسعار المحلية، كون الاقتصاد العراقي مرتبط بالأسواق الدولية استيراداً وتصديراً بشكل كبير جداً لأن انخفاض المعروض من انتاج الدول الصناعية يسهم في رفع الاسعار العالمية ومن ثم يزيد من معدلات التضخم المحلية بسبب اعتماد السوق العراقية في تلبية متطلباتها على السوق العالمية.

ب. يظهر معامل مساهمة النفط في الناتج المحلي الاجمالي (OIL) إستجابة عكسية و معنوية في الأنماذج المقدر في الأجل الطويل وعكسية وغير معنوية في الأجل القصير، إذ بلغت المرونة

الجزئية للتضخم بالنسبة للناتج النفطي (-4.048) في الأجل القصير، أي إن زيادة الناتج النفطي بنسبة (1%) يؤدي إلى انخفاض معدل التضخم بنسبة (4.048%) في الأجل القصير، في حين بلغت المرونة الجزئية في الأنماذج المقدرة (-0.0025) في الأجل الطويل، أي إن زيادة الناتج النفطي بنسبة (1%) يؤدي إلى انخفاض معدل التضخم بنسبة (0.0025%) في الأجل الطويل. هذه النتيجة تتفق مع منطق النظرية الإقتصادية ، وذلك بسبب ارتباط اسعار النفط بالسوق العالمية.

ج. يظهر معامل عرض النقود ( $M$ ) إستجابة طردية ومعنوية في الأنماذج المقدرة في الأجل القصير وعكسية ومعنوية في الأجل الطويل، إذ بلغت المرونة الجزئية للتضخم بالنسبة لعرض النقد (0.002) في الأجل القصير، أي إن زيادة عرض النقد بنسبة (1%) يؤدي إلى زيادة معدل التضخم بنسبة (0.002%) في الأجل القصير، في حين بلغت المرونة الجزئية في الأنماذج المقدرة (-0.0024) في الأجل الطويل، أي إن زيادة عرض النقد بنسبة (1%) يؤدي إلى انخفاض معدل التضخم بنسبة (0.0024%) في الأجل الطويل. هذه النتيجة كانت غير متوقعة ولا تتفق مع منطق النظرية الإقتصادية، وذلك لحصول البنك المركزي على الاستقلالية بموجب القرار المرقم 56 لسنة 2004.

د. يظهر معامل درجة الانفتاح الاقتصادي ( $OP$ ) إستجابة طردية ومعنوية في الأنماذج المقدرة في الأجل القصير وعكسية وغير معنوية في الأجل الطويل، إذ بلغت المرونة الجزئية للتضخم بالنسبة للاقتتاح الاقتصادي (0.0023) في الأجل القصير، أي إن زيادة درجة الانفتاح الاقتصادي بنسبة (1%) يؤدي إلى زيادة معدل التضخم بنسبة (0.0023%) في الأجل القصير، في حين بلغت المرونة الجزئية للتضخم (0.00013) في الأجل الطويل، أي إن زيادة درجة الانفتاح الاقتصادي بنسبة (1%) يؤدي إلى انخفاض معدل التضخم بنسبة (0.00013%) في الأجل الطويل. هذه النتيجة كانت متوقعة وهو يتفق ما توصلت اليه عدد من الدراسات الاقتصادية لأن ارتفاع درجة الانفتاح الاقتصادي المحلي للعراق على العالم الخارجي تؤثر سلباً في معدلات التضخم (أي كلما كان البلد أكثر افتاحاً كان أقل عرضةً للتتوسع النقدي غير المتوقع ومن ثم تنخفض معدلات التضخم المحلية).

هـ. يظهر معامل الانفاق الاستهلاكي ( $XP$ ) إستجابة طردية وغير معنوية في الأنماذج المقدرة في الأجل القصير وطردية ومعنوية في الأجل الطويل، إذ بلغت المرونة الجزئية للتضخم بالنسبة

للانفاق الاستهلاكي (0.00058) في الأجل القصير، أي إن زيادة الانفاق الاستهلاكي بنسبة (1%) يؤدي إلى زيادة معدل التضخم بنسبة (0.00058%) في الأجل القصير، في حين بلغت المرونة الجزئية (0.0041) في الأجل الطويل، أي إن زيادة الانفاق الاستهلاكي بنسبة (1%) يؤدي إلى زيادة معدل التضخم بنسبة (0.0041%) في الأجل الطويل. هذه النتيجة كانت متوقعة وتفق مع منطق النظرية الإقتصادية، أما كونها غير معنوية فان التغيرات في كمية النقود في الأجل القصير لا يظهر اثرها على التضخم كونه يتم حسابه على اساس سنوي.

و. يظهر معامل المتغير الوهي إستجابة طردية ومعنوية في الأنماذج المقدرة في الأجلين القصير والطويل، هذه النتيجة كانت متوقعة وتفق مع منطق النظرية الإقتصادية، كونه يمثل استبعاد أثر التقلبات التي حدثت خلال مدة البحث ويمثل حالة الاستقرارية لعلمات النموذج المقدر.

### ثانياً: تقييم الأنماذج المقدرة قياسياً

للتأكد من جودة الأنماذج المستخدم في القياس والتحليل وخلوه من المشاكل القياسية، يستلزم إجراء الاختبارات التشخيصية الآتية:-

أ- اختبار الإرتباط الذاتي (Autocorrelation): ويتم ذلك من خلال إختبار مضروب لاكرانج للإرتباط التسلسلي (BGLM):- يلاحظ من الجدول (7) ان قيمة إحصاءة ( $F$ ) المحسوبة بلغت (1.101)، بقيمة إحتمالية (Pro: 0.399)، وعليه نقبل فرضية عدم القائلة بخلو الأنماذج المقدرة من مشكلة الإرتباط التسلسلي بين الباقي.

الجدول رقم (7) نتائج إختبار (BGLM) لأنماذج المقدار

#### Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	1.101506	Prob. F(7,20)	0.3996
Obs*R-squared	13.07789	Prob. Chi-Square(7)	0.0702

كما يظهر اختبار معاملات الارتباط الذاتي عدم وجود ارتباط ذاتي في بوافي النموذج وهي ضمن حدود الثقة (95%) وعدم معنوية معاملات الارتباطات الذاتية والجزئية كما يؤكّد ذلك اختبار رسم الارتباط واختبار قيمة  $Q$  في الجدول التالي:-

الجدول رقم (8) معاملات الارتباط الذاتي والجزئي لباقي الانموزج المقدر

Date: 06/03/20 Time: 14:49

Sample: 1970-2018

Included observations: 47

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	0.298	0.298	4.4477
		2	-0.196	-0.312	6.4102
		3	-0.094	0.092	6.8764
		4	0.122	0.081	7.6750
		5	0.070	-0.029	7.9413
		6	-0.101	-0.073	8.5100
		7	-0.186	-0.124	10.491
		8	-0.129	-0.088	11.476
		9	-0.143	-0.181	12.718
		10	-0.076	-0.007	13.081
		11	-0.002	-0.021	13.081
		12	-0.076	-0.119	13.461
		13	-0.031	0.054	13.527
		14	-0.028	-0.126	13.583
		15	-0.070	-0.111	13.932
		16	-0.091	-0.135	14.542
		17	-0.001	-0.036	14.542
		18	0.118	0.033	15.645
		19	0.075	-0.044	16.103
		20	-0.062	-0.062	16.436
					0.689

بـ-اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالإنحدار الذاتي (ARCH): يلاحظ من الجدول (9) ان قيمة إحصاء (F) المحسوبة بلغت (0.451) عند مستوى احتمال (Pro: 0.505)، وهذا يعني قبول فرضية عدم القائلة بثبات التباين حد الخطأ العشوائي في الأفواذج المقدر

الجدول رقم (٩) نتائج اختبار ARCH للأنموذج المقدر

### Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.451675	Prob. F(1,44)	0.5051
Obs*R-squared	0.467407	Prob. Chi-Square(1)	0.4942

## Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 06/03/20 Time: 14:49

Sample (adjusted): 1973-2018

Included observations: 46 after adjustments

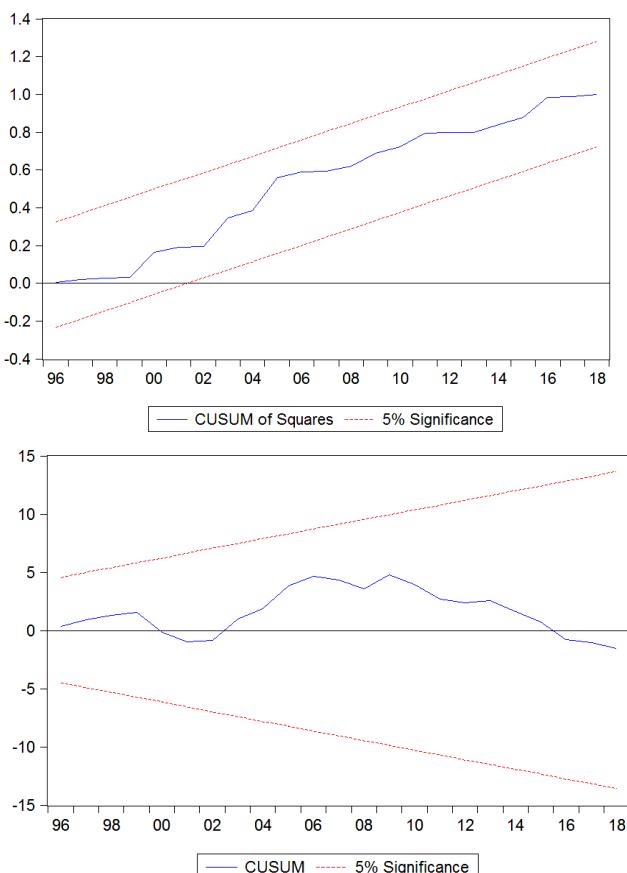
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	234.2856	55.37947	4.230549	0.0001
RESID^2(-1)	-0.100821	0.150015	-0.672068	0.5051
R-squared	0.010161	Mean dependent var	212.4284	
Adjusted R-squared	-0.012335	S.D. dependent var	302.1527	
S.E. of regression	304.0105	Akaike info criterion	14.3145	
Sum squared resid	4066586.	Schwarz criterion	14.39401	
Log likelihood	-327.2336	Hannan-Quinn criter.	14.34429	
F-statistic	0.451675	Durbin-Watson stat	2.007122	
Prob(F-statistic)	0.505055			

جـ- اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية (B-J): بلغت قيمة إحصاءة اختبار (JB) (1.238) بقيمة احتمالية ( $Prob=0.538$ ) مما يعني قبول فرضية عدم القائلة بأن الأخطاء العشوائية تتوزع توزيعاً طبيعياً في الأنماذج المقدرة (ARDL).

## نتائج اختبار الاستقرارية الهيكلية لمعاملات أغذوج (ARDL)

بعد تقدير صيغة تصحيح الخطأ لأنموذج ARDL، يستلزم إجراء اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الأجلين القصير والطويل لأنموذج التضخم للتأكد من خلو البيانات المستخدمة من وجود أي تغيرات هيكيلية فيها، ويتم ذلك من خلال إختبارين هما: اختبار المجموع التراكمي لبيانات المعاودة (CUSUM)، وإختبار المجموع التراكمي لمربعات البيانات المعاودة (CUSUM-SQ) كما مبين في الشكل الآتي:

الشكل رقم (2) الاستقرارية الميكيلية لمعاملات أنموذج التضخم المقدر



يلاحظ من الشكل أعلاه ان إحصاء إختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (CUSUM) وملربعات البواقي المعاودة (SUSUM-SQ) وقع داخل الحدود الحرجية (الحد الأعلى و الحد الأدنى) عند مستوى معنوية (5 %)، وهذا يعني إن المعاملات المقدرة لأنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) المستخدم مستقرة هيكلياً عبر الفترة الزمنية محل البحث وان هناك استقراراً وانسجاماً بين نتائج تقديرات الأجلين القصير والطويل.

### الاستنتاجات:

من خلال ما تقدم يمكن التوصل إلى الاستنتاجات الآتية:

1. ان معدل التضخم في العراق يتاثر بالمتغيرات الاقتصادية الكلية الآتية: عرض النقود، سعر الصرف في السوق الموازي ، الإنفاق الاستهلاكي ، مساهمة القطاع النفطي في الناتج المحلي الاجمالي ، درجة الانفتاح الاقتصادي) والتي تفسر ما نسبته (96%) من التغيرات التي تحصل في معدل التضخم وكلها ترتبط بعلاقة عكسية مع معدل التضخم باستثناء عرض النقود والإنفاق الاستهلاكي والمتغير الوهمي الذي ضمن لاستبعاد التقلبات التي حصلت خلال مدة البحث ، كما توجد علاقة توازنية طويلة الأجل (تكامل مشترك) بين المتغيرات المدروسة وفق منهاجية إختبار الحدود (Bound Test).
2. تبين ان قيمة معامل تصحيح الخطأ تساوي (-1.35) وهي سالبة وذات دلالة احصائية عند مستوى معنوية أقل من (1%) وهذا يعني ان (-1.35) من اخطاء الاجل القصير يتم تصحيحها تلقائياً خلال وحدة الزمن (السنة) لبلغ التوازن في الاجل الطويل ، أي أن التضخم يتطلب حوالي أقل من سنة أي ما لا يقارب ثمانية شهور لبلغ قيمته التوازنية في الاجل الطويل ، يعني آخر ان انحراف السنوات السابقة عن توازن الاجل الطويل يتم تصحيحها بنسبة (135%).
3. يظهر الإختبارين المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (CUSUM) والمجموع التراكمي لملربعات البواقي المعاودة (SUSUM-SQ) تحقق صفة الإستقرار الهيكلي لمعاملات الأنماذج المقدرة. وترتکد نتائج الدراسة خلو الأنماذج المقدرة من مشاكل التحليل القياسي.

### الوصيات:

حاول الباحث ان يساهم بإبداء التوصيات لعلها تفيد في معالجة التضخم في الاقتصاد العراقي ولعل أهم هذه التوصيات هي:

1. أهمية التحكم في كمية النقود المتداولة وترشيد الإصدار النقدي باتجاه تحقيق أكبر قدر من التناسب بين متوسط نمو الناتج المحلي الإجمالي، والنمو في كمية النقود المتداولة بما يضمن تحقيق التوازن بين القطاعين النقدي وال حقيقي لبلوغ استقرار الرقم القياسي للأسعار.
2. ضرورة التوسيع في الائتمان المصرفي عن طريق وضع نظام عقلاني للرقابة على الائتمان المصرفي وإضفاء مزيد من الفاعلية على أدوات السياسة النقدية وتشديد رقابة البنك المركزي على سلامته وتوزيع التسهيلات المصرفية للقطاع الخاص وفرض حدود قصوى للتسهيلات الائتمانية للوحدات المفترضة.
3. ربط التوسيع في الاستخدام عبر التوسيع في القدرات الإنتاجية المحلية من جهة والتلوسيع في القدرات التكنولوجية والتعليمية والتدريبية من جهة أخرى بما يعزز تكوين المهارات وتعظيم كفاءة الأداء بما يساعد على زيادة إنتاجية العمل، ودمج قطاع النفط مع القطاعات الاقتصادية الأخرى في توجه مخطط طويل المدى بهدف إلى تحضير الاقتصاد العراقي لليوم الذي ينضب فيه النفط مع ضرورة ربط الأجر بالإنتاجية.
4. قيام السلطة النقدية بالعمل على تقليل كمية العملة في التداول وزيادة الودائع الجارية ومكافحة السوق الموازي للعملة من خلال تقليل الفرق بين السعر الرسمي والسعر الموازي للصرف والعمل على جذب العملة داخل المصادر من خلال تشجيع التعامل بالحسابات الجارية وتوسيع قاعدة التعاملات المصرفية وتنمية العادات الادخارية وتعزيز ثقة الأفراد بالعملة الوطنية.

## المراجع والمصادر:

1. ابرهمان ، مايكل ابرهمان ، مايكل الاقتصاد الكلي ، النظرية والسياسات ، ترجمة محمد ابراهيم منصور ، مراجعة عبد الفتاح عبد الرحمن ، القصيم ، السعودية ، دار المريخ للنشر(1993).
2. آكلي الاقتصاد الكلي ، النظرية والسياسات ، ترجمة عطية مهدي سليمان ، مراجعة : عبد المنعم السيد علي(1980).
3. باشا ، زكريا عبد الحميد تقدو وبنوك مع وجهة نظر اسلامية ، كلية التجارة ، كلية الكويت ، كلية البحوث والتدريب ، الطبعة الاولى ، الكويت(1989).
4. الفضيل ، محمد عبد ، مشكلة التضخم في الاقتصاد العربي ، المذور والمبنيات والابعاد والسياسات ، دار المtower للنشر - بيروت (1982).
5. شيخي محمد ، طرق الاقتصاد والقياس ، محاضرات وتطبيقات ، ط 1، دار الحايد للنشر ، عمان (2012).
6. الدليمي ، مالك علام عفان ، قياس وتحليل محددات الطلب على النقود في الاقتصاد العراقي للمندة (1985-2015) ، رسالة ماجستير (غير منشورة) ، كلية الادارة والاقتصاد ، جامعة الفلوجة (2018).
7. العيسى ، سلوى عبدالرحمن ، ، أثر الانفاق الحكومي على النمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية والكويت والإمارات العربية المتحدة ، رسالة ماجستير (غير منشورة) ، جامعة الملك سعود ، المملكة العربية السعودية (2006) .
8. الفراج عبد العزيز ، العلاقة بين المؤشر العام لسوق الاصناف المحلية وبعض التغيرات الاقتصادية الكلية في المملكة العربية السعودية ، رسالة ماجستير ، كلية العلوم الادارية ، جامعة الملك سعود ، الرياض (2004).

9. سليمان ، عمر إبراهيم عناد، مسار الإنفاق العام ومدى مساهمته في تحقيق النمو الاقتصادي في العراق للملمة (2004-2015) رسالة ماجستير (غير منشورة) ، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة الفلوجة (2017).
10. العتياوي ، مصطفى اسماعيل جاسم ، قياس وتحليل الصدمات الخارجية وائرها على بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في الاقتصاد العراقي للملمة (1990-1997) ، رسالة ماجستير (غير منشورة) كلية الادارة والاقتصاد ، جامعة الفلوجة(2020).
11. الزهراني ، بندر بن سالم ، الاستثمارات الاجنبية المباشرة ودورها في النمو الاقتصادي في المملكة العربية السعودية ، دراسة قياسية للملمة (1970-2000) ، رسالة ماجستير (غير منشورة) ، كلية العلوم الادارية ، جامعة الملك سعود (2014).
12. الصباغي ، علي بن صالح التضخم في الاقتصاد اليمني 2000 - 2004 ، مجلة كلية العلوم التطبيقية ، جامعة حضرموت للعلوم والتكنولوجيا ، اليمن ، سبئون العدد الرابع (2006).
13. الجراح ، محمد بن عبد الله ، مصادر التضخم في المملكة العربية السعودية ، دراسة قياسية باستخدام مدخل اختبار الخودود ، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية ، الملحق (27) العدد الاول (2011).
14. رشاد ، ندوى خرجل (2011) ، استخدام اختبار كراينغر في تحليل السلسل الرزمية المستقرة، المجلة العراقية للعلوم الاقتصادية ، الجامعة المستنصرية ، العدد (9) ، بغداد.
15. القدير ، خالد ، العلاقة بين كمية النقود والناتج المحلي الإجمالي في قطر ، دراسة تطبيقية باستخدام التكامل المشترك ، مجلة الدراسات الاقتصادية ، جامعة الملك سعود ، الملحق (4) ، العدد (8) ، المملكة العربية السعودية (2006).
16. باتل ، أحمد حسين ، حيدر ال طعمه ، عبدالرحمن عبيد ، دور النظور المالي في تحقيق النمو الاقتصادي (العراق حالة دراسية) ، مؤتمر جامعة نوروز الدولي الثاني ، جامعة نوروز ، دهوك - كردستان العراق (2014).
17. عبد القادر ، سيد متولي (2007) ، اشتغال إنفوجراف تصحيح الخطأ من اختبار التكامل المشترك لجوهانس ، اطار نظري ومثال تطبيقي باستخدام برنامج (E.5) منتديات الاحصائيين العرب.
18. العبدلي ، عابد بن عابد، تقييم مددات كل واردات المملكة العربية السعودية في إطار التكامل المشترك وتصحيح الخطأ ، مجلة مركز صالح عبد الله كامل للاقتصاد الإسلامي ، العدد (32).
19. الجنائي ، نبيل مهدي (2012) ، السياسة النقدية والمالية مع تطبيق معادلة st.louis على الاقتصاد العراقي للملمة (2003-2011) ، مجلة الغربي للعلوم الاقتصادية ، جامعة الكوفة ، الملحق (8) العدد (12) العراق (2007).
20. الشورنجي ، مجدي، أثر النمو الاقتصادي على العمالة الاقتصادية في الاقتصاد المصري، مجلة اقتصاديات شمال أفريقيا ، العدد (6) ، مصر، (2009).
21. حسن ، علي عبدالزهرة، تحليل العلاقة التوازنية طويلة الأجل باستخدام اختبارات جذر الوحدة واسلوب دمج النماذج المرتبطة ذاتياً ونماذج توزيع الابطاء (ARDL) ، مجلة جامعة الكوفة ، كلية الإدارة والاقتصاد ، العدد ، (4) 2013 (4).
22. أدربيوش. دحمني محمد عبدالقادر ناصر ، دراسة قياسية لمددات الاستثمار الخاص في الجزائر باستخدام إنفوجراف (ARDL)، ابحاث المؤشر الدولي، جامعة سطيف، الجزائر (2013).
23. عطيه، عبدالقادر محمد عبد القادر ، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية ، مصر (2005).
24. داغر محمود محمد، الاقتصاد الكلي نظريات وسياسات ، الطبعة الأولى ، دار الكتب والوثائق ، بغداد ، 2018.