قياس وتحليل العوامل المؤثرة في سعر صرف الدينار في الاقتصاد العراقي باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) للمدة 1990-2015[1]

measurement and analysis the impact factors in Dinar exchange rate in Iraqi economy by Using Autoregressive Distributed Lag Model for the period 1990-2015

أ. د . ناظم عبدالله عبد المحمدي طالب ماجستير ماجد جاسم محمد العيساوي

جامعة الفلوجة / كلية الادارة والاقتصاد / قسم الاقتصاد

E-mail, nadhemabid@yahoo.com E- mail, ma_sa450@yahoo.com

المستخلص

تناولت مشكلة البحث التحقق من مدى تأثر سعر صرف الدينار العراقي بالمتغيرات الاقتصادية الكلية في العراق وهدفت الى قياس وتحليل العلاقة القصيرة والطويلة الاجل بينهما باستخدام النماذج القياسية الحديثة المستندة الى منهجية نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed Lag Model، وأظهرت نتائج اختبار السكون الى ان هناك خليط من المتغيرات بعضها ساكن عند المستوى والبعض الاخر عند الفرق الاول، فيما أظهرت نتائج منهج اختبار الحدود ان هناك علاقة توازنيه طويلة الاجل بين متغيرات البحث من خلال قيمة (F) المحسوبة التي كانت اكبر من القيم الحرجة لحدودها الدنيا والعليا، فيما كانت قيمة معلمة متجه تصحيح الخطأ سالبة ومعنوية . وأثبتت نتائج اختبارات ملائمة النموذج خلوه من المشاكل القياسية كافة ومقدرته العالية على التنبؤ وفقاً لاختبار معامل ثايل .

الكلمات المفتاحية : *سعر صرف الدينار ، المعروض النقدي . عجز الموازنة ، نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة .*

Abstract

The problem of research dealt with Verify how the Iraqi dinar exchange rate effect by the total economic variables in Iraqi, And aimed to measuring and analysing the short and long-term relationship between them, using standard modern models based on methodology of **Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL)** . The results of stationary test showed that there amixture of variables, some stationary at the level while the other at the first difference . The approach of bounds test proved that there is a equilibrium long-term relationship between the variables through the (F) calculated value which was greater than the critical values of its lower and upper limits , while the value of the vector error correction parameter was negative

[1] - بحث مستل من رسالة الماجستير الموسومة (سعر صرف الدينار بين المعروض النقدي وعجز الموازنة في العراق – دراسة قياسية تحليلية للمدة 1990 – 2015) للباحث (ماجد جاسم محمد) وهو جزء من متطلبات مناقشة رسالة الماجستير في جامعة الفلوجة – كلية الادارة والاقتصاد – قسم الاقتصاد .

and significant, and The results of digonistic checking tests proved that it has no standard problems , and its ability height to predict according to Thiel coefficient test .

key words : *dinar exchange rate, money supply, The budget deficit, autoregressive distributed lag model* .

المقدمة :

يعد سعر الصرف من أهم المؤشرات الاقتصادية التي تلعب دوراً حيوياً ومهماً في تحديد السياسة النقدية للدولة كونه يتأثر بكثير من المتغيرات الاقتصادية الكلية، ولابد من وضع سياسات واضحة للتحكم بأسعار الصرف من خلال التحكم في العوامل التي تؤثر في سعر الصرف، ولا يخفى على الجميع التغيرات التي حصلت للاقتصاد العراقي وخاصة لسعر الصرف بعد عام 1990 مروراً بالحصار الاقتصادي قبل عام 2003، اما بعد عام 2003 ونتيجة للاستقلالية التي حصل عليها البنك المركزي العراقي في رسم وتنفيذ سياسته النقدية بموجب القانون رقم 56 لسنة 2004، كان يتوجب على صناع السياسة النقدية اللجوء إلى نظام سعر صرف يتلاءم مع التطورات الاقتصادية الحاصلة، لذا قامت السلطة النقدية باعتماد نظام سعر الصرف المعوم . وعلى ضوء هذا العرض فان محاولة قياس وتحليل أهم المتغيرات الاقتصادية التي تؤثر في سعر صرف الدينار العراقي وخاصة في ظل الاصلاحات التي عرفها الاقتصاد تستلزم استخدام نماذج وأساليب كمية تساعد على القياس والتعرف على درجة تأثير هذه المتغيرات في سعر صرف الدينار، وان من بين النماذج القياسية التي تكتسب أهمية بالغه في دراسة وتفسير بعض المتغيرات الاقتصادية سواء كانت كلية ام جزئية هو نموذج **الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL)** ، حيث يعمل هذا النموذج على تبسيط الواقع ويسمح بالحصول على نتائج تفضي الى تفسير مختلف المتغيرات محل الدراسة على اساس موضوعي غير متحيز من أجل تقديم التوصيات الى راسمي السياسات الاقتصادية انطلاقاً من النتائج التي يتم التوصل اليها بعد تقدير وتحليل نموذج الدراسة .

مشكلة البحث :

يمكن صياغة اشكالية البحث من خلال التساؤل الاتي :

ما مدى تأثر سعر صرف الدينار بالمتغيرات الاقتصادية الكلية في العراق ؟

وعلى اثر هذه الاشكالية يمكن طرح الاسئلة الاتية :

1- ماهي طبيعة تأثير المعروض النقدي وعجز الموازنة في سعر صرف الدينار العراقي ؟

2- ماهي علاقة سعر صرف الدينار العراقي ببعض المتغيرات الاقتصادية الكلية الاخرى في الاقتصاد العراقي .

هدف البحث :

للتحقق من طبيعة وشكل العلاقة بين سعر صرف الدينار والمعروض النقدي وعجز الموازنة في الاقتصاد العراقي وقياسها وتحليلها فقد استهدف البحث ما يلي :

1- محاولة ابراز اهمية الادوات والاساليب القياسية في البحث العلمي وكذلك دور النماذج الاقتصادية القياسية في تحليل وتفسير بعض المتغيرات الاقتصادية مثل سعر الصرف .

2- قياس وتحليل العلاقة القصيرة والطويلة الأجل بين سعر صرف الدينار والمعروض النقدي وعجز الموازنة وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية في الاقتصاد العراقي للمدة 1990-2105 باستخدام النماذج القياسية الحديثة المستندة على منهجية نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) **Autoregressive Distributed Lag Model** وتقدير سرعة الوصول الى حالة التوازن في الاجل الطويل .

3- تقديم التوصيات لراسمي السياسات الاقتصادية النقدية والمالية انطلاقاً من النتائج التي يمكن التوصل اليها بعد تقدير وتحليل نموذج الدراسة بما يتلائم وواقع الاقتصاد العراقي .

فرضيات البحث :

في ضوء مشكلة البحث وهدفه يمكن صياغة الفرضيات الأتية :

1- يتأثر سعر الصرف سلباً وايجاباً بالتغيرات التي تحدث بالمعروض النقدي وعجز الموازنة، الرقم القياسي لأسعار المستهلك، الناتج المحلي الاجمالي، الايرادات النفطية، درجة الانفتاح الاقتصادي

2- توجد علاقة توازنيه قصيرة وطويلة الاجل بين سعر صرف الدينار والمعروض النقدي وعجز الموازنة والمتغيرات الاقتصادية الكلية الاخرى متمثلة بـ (الرقم القياسي لأسعار المستهلك، الناتج المحلي الاجمالي، الايرادات النفطية، ودرجة الانفتاح الاقتصادي) في الاقتصاد العراقي خلال مدة الدراسة .

منهجية البحث :

لتحقيق اهداف البحث واثبات فرضياته فقد تم استخدام المنهج الكمي القياسي من خلال بناء نموذج لقياس وتحليل اثر المعروض النقدي وعجز الموازنة وبعض المتغيرات الاقتصادية الكلية على سعر صرف الدينار العراقي بالاعتماد على البرامج الاحصائية (Eviews 9 , Spss 17 , Excel) للتقدير واجراء الاختبارات اللازمة لاستخراج النتائج .

حدود البحث :

ان الفترة الزمنية التي يغطيها البحث مهمة نوعاً ما (26 سنة) للمدة 1990-2015 تمثل مرحلتين هامتين في الاقتصاد العراقي، حدثت فيهما تغيرات مهمة في مستويات سعر صرف الدينار والمعروض النقدي وعجز الموازنة ومعظم المتغيرات الاقتصادية الكلية، المرحلة الاولى هي مرحلة الحصار الاقتصادي (العقوبات الاقتصادية الدولية الشاملة) التي فرضتها الامم المتحدة للمدة 1991-2002 . فيما تمثل المرحلة الثانية ما بعد احداث نيسان 2003 وحتى عام 2015 وقد تم جمع البيانات السنوية خلال هذه المدة بالاعتماد على البيانات التي توفرها وزارة التخطيط ووزارة المالية والبنك المركزي .

هيكلية البحث :

تم تقسيم البحث الى محورين تناول المحور الاول الاطار النظري لسعر الصرف والعوامل المؤثرة فيه، في حين تناول المحور الثاني قياس وتحليل العوامل المؤثرة في سعر صرف الدينار في الاقتصاد العراقي للمدة 1990-2015، فضلاً عن الاستنتاجات والتوصيات .

الدراسات المرجعية :

لا شك ان هنالك العديد من الدراسات والبحوث النظرية والتطبيقية التي تناولت العلاقة بين سعر الصرف والمعروض النقدي وعجز الموازنة ومتغيرات اقتصادية اخرى من خلال منهجيات مختلفة وقنوات متعددة طبقت على اقتصاديات بلدان متقدمة وعربية مختلفة، وبالرغم من تعدد هذه الدراسات الا انها لاتزال محدودة على مستوى الاقتصاد العراقي، وسوف نستعرض أهم الدراسات والبحوث الاجنبية والعربية التي تناولت موضوع الدراسة او بعض جوانبها بغية توضيح مدى التشابه والاختلاف بين هذه الدراسة وما سبقها من دراسات وبحوث في هذا الجانب .

اولاً : الدراسات الاجنبية :

1- دراسة **(Nikolaos Dritsakis, 2011)** بعنوان (Demand for money in Hungary: An ARDL Approach)، (الطلب على النقود في هنغاريا: نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL) بحثت في الطلب على النقود ومحدداته في اطار التكامل المشترك وفق نموذج ARDL، حيث أشارت نتائج اختبار جذر الوحدة الى انه هناك خليط من المتغيرات بعضها ساكن في مستواه **I**(0) والبعض الاخر في الفرق الاول **I**(1)، وتوصلت الدراسة الى وجود علاقة توازنيه مستقرة على المدى الطويل بين الطلب على النقود ومحدداته المتمثلة بسعر الصرف والتضخم والدخل الحقيقي، فيما تشير نتائج الاستقرارية الهيكلية للنموذج بانه مستقر خلال مدة الدراسة .

2- دراسة **(Ebiringa Thaddeus and Anyaogu Annika، 2014)** بعنوان (Exchange Rate , Inflation and Interest Rates Relationships: Autoregressive Distributed Lag Analysis) علاقات سعر الصرف والتضخم واسعار الفائدة : تحليل الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة) لتحليل علاقة التكامل المشترك في المدى الطويل بين سعر الصرف والتضخم وسعر الفائدة باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة، والهدف من الدراسة ضمان الاستقرار في سعر الصرف من خلال العلاقة الهيكلية مع التضخم وسعر الفائدة في الاقتصاد النيجيري، وتوصلت الدراسة الى وجود علاقة توازنيه طويلة الاجل بين سعر الصرف والتضخم وسعر الفائدة اعتماداً على قيمة إحصاءه (F) في اختبار الحدود للنموذج في الاجل الطويل التي كانت اعلى من الحدود الحرجة العليا والدنيا .

3- دراسة **(Muhammad Qasim 1, Khalil Ahmad 2, Dr. Muhammad Irfan Chani 3, 2015)** بعنوان (Exchange Rate Volatility and Money Demand: An Empirical Analysis of Pakistan) (تأثير تقلبات أسعار صرف العملات الأجنبية في الطلب على النقود في باكستان) استخدمت نموذج الانحدار الذاتي

للفجوات الزمنية الموزعة ARDL للتحقق من وجود تكامل مشترك بين الطلب على النقود وتقلبات اسعار الصرف والانفاق الاستثماري والاستهلاكي والأنفاق الحكومي والتضخم، حيث اشارت نتائج اختبار جذر الوحدة الى انه هناك خليط من المتغيرات بعضها ساكن في مستواه **I**(0) والبعض الاخر في الفرق الاول **I**(1)، وان نتائج الاجل الطويل المتعلقة بالإنفاق الحكومي وسعر الصرف تظهر تأثير سلبي وكبير على الطلب على النقود، فيما اظهر اختبار الاستقرارية الهيكلية الى ان النموذج المقدر مستقر خلال فترة الدراسة .

ثانياً : الدراسات العربية :

1- دراسة (**السواعي، العزام : 2015**) تحت عنوان (العجز التؤام في ظل المتغيرات النقدية والمالية والنمو الاقتصادي والانفتاح التجاري : حالة الاردن) التي بحثت في العلاقة بين عجز الحساب الجاري وعجز الموازنة وسعر الصرف والاستثمار والانفتاح التجاري، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL خلال الفترة 1975-2010، حيث بينت نتائج اختبارات السكون ان متغيرات الدراسة هي مزيج من سلاسل زمنية متكاملة من الرتبة **I**(0) و **I**(1)، وان المتغيرات تتحرك مع بعضها في المدى الطويل اي وجود علاقة توازنيه طويلة الاجل بين متغيرات الدراسة، وان سعر الصرف الحقيقي كان له دور فعال في تخفيض العجز من خلال سياسة تخفيض قيمة العملة، فيما كشف اختبار الاستقرارية الهيكلية للنموذج بانه مستقر خلال فترة الدراسة .

2- دراسة (**قندوز هشام : 2015**) بعنوان (العلاقة بين سعر الصرف الرسمي وسعر الصرف الموازي في المدى الطويل -حالة الجزائر) هدفت الى تحديد ما اذا كانت هناك علاقة بين سعر الصرف الرسمي والموازي في الجزائر خلال الفترة 1975-2015 وذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL، حيث اكدت النتائج التي تم التوصل اليها على وجود علاقة توازنيه طويلة الاجل بين سعر الصرف الرسمي والموازي خلال فترة الدراسة فيما اشارت نتائج اختبار جذر الوحدة الى ان سلسلة متغير سعر الصرف الاسمي مستقرة عند الفرق الاول اي من الرتبة **I**(1) وكذلك ان سلسلة متغير سعر الصرف الموازي مستقرة عند الفرق الاول لها اي من الرتبة **I**(1) وكما يتضح من خلال نتائج اختبار الاستقرارية الهيكلية للنموذج ان النموذج مستقر خلال فترة الدراسة .

من خلال هذا الاستعراض المرجعي يستنتج بأن الدراسة الحالية تختلف عن معظم الدراسات السابقة من حيث مجتمع الدراسة وطبيعة ونوعية البيانات والمتغيرات المستخدمة والحدود الزمانية والمكانية، وان القاسم المشترك بينها وبين معظم الدراسات السابقة هو استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة **ARDL** (**Autoregressive Distributed Lag Model**) المستند على اختبارات الاستقرارية والتكامل المشترك (منهج اختبار الحدود) ومتجه تصحيح الخطأ في القياس والتحليل .

المحور الاول

الاطار النظري لسعر الصرف والعوامل المؤثرة فيه

اولاً : مفهوم سعر الصرف وانواعه ووظائفه

1- مفهوم سعر الصرف

يعرف سعر الصرف بأنه نسبة مبادلة عمله ما بعمله اخرى اذ تعد احدى العملتين سلعة في حين تعد الاخرى السعر النقدي لها (**عوض الله، 2008 : 44**)، والتعريف الاكثر اعتماداً دولياً ينص على ان سعر الصرف هو السعر الاجنبي للعملة المحلية او سعر وحدة واحده من العملة المحلية معبراً عنه بالعملة الاجنبية او كمية العملة الاجنبية اللازمة لشراء وحدة واحدة من العملة المحلية (**Dornbusch & Roger, 2001 : 577**) .

2- انواع سعر الصرف

أ- سعر الصرف الاسمي Nominal exchange rate

يقصد بسعر الصرف الاسمي بانه سعر العملة الاجنبية بدلالة وحدات من العملة المحلية او بالعكس، اي سعر عملة محلية بدلالة وحدات من العملة الاجنبية (**العباس، 2003: 3**) ويمكن تعريف سعر الصرف الاسمي من خلال القيمة الاسمية للعملة وليس من حيث القوة الشرائية لها (**Mishkin , 2012 :425**)، وينقسم الى نوعين هما سعر الصرف الرسمي وسعر الصرف الموازي .

ب- سعر الصرف الحقيقي Real exchange rate

يمثل سعر الصرف الحقيقي الاسعار النسبية للسلع بين بلدين او اكثر . ومن خلال هذا السعر تتم عملية الاحلال والمبادلة بين السلع المحلية والاجنبية (**Mishkin, 2012 : 426**)، ويعرف سعر الصرف الحقيقي على انه عدد الوحدات من السلع الاجنبية اللازمة لشراء وحدة واحدة من السلع المحلية اي ان سعر الصرف يعد مفهوماً حقيقياً يقيس الاسعار النسبية لسلعتين (**خضر،2012 : 20**)

ج- سعر الصرف الفعال Effective exchange rate

يعرف بأنه متوسط حسابي موزون لأسعار الصرف الثنائية بين عملة الدولة المحلية وعدد من العملات الاجنبية وتستخدم الحصص النسبية لتجارة الدول الخارجية كأوزان لتعكس الاهمية النسبية للشركاء التجاريين، واذا عدل سعر الصرف الفعال بمعدلات التضخم بالاقتصاد المحلي فانة يتحول الى سعر صرف فعال حقيقي (**مهوس، 2015 : 10**)

3- وظائف سعر الصرف

أ-وظيفة قياسية

يعد سعر الصرف وسيلة ملائمة للمنتجين المحليين من اجل قياس ومقارنة الاسعار المحلية لمختلف السلع والخدمات مع اسعارها في السوق العالمية، ويعد سعر الصرف حلقة وصل بين الاسعار المحلية والاجنبية (**سمية، 2009 : 8**) .

ب- وظيفة تطويرية

يؤثر سعر الصرف على التركيب السلعي والجغرافي للتجارة الخارجية للبلدان من خلال الدور الذي يؤديه في تطوير وتشجيع الصادرات للدول المعنية تجاه دولة اخرى، فضلاً عن امكانية تعطيله لفروع صناعية معينة او الاستغناء عنها وتعويضها بالاستيرادات الاقل سعراً من الاسعار المحلية (**يمينة، 2010 : 9**) .

ج- وظيفية توزيعية

ان سعر الصرف يعمل على دعم الوظيفة التوزيعية التي تقوم بها التجارة الخارجية من خلال توزيع الثروات الوطنية عن طريق التبادل التجاري اذ تقوم التجارة الخارجية بأعاده توزيع الدخل القومي العالمي والثروات الوطنية بين مختلف بلدان العالم (**سمية، 2009 : 8**) .

ثانياً : العوامل المؤثرة في سعر الصرف

1- المعروض النقدي

يرى الكلاسيك ومن خلال النظرية الكمية للنقود بان هناك علاقة قائمة بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار وهذه العلاقة تكون بنفس النسبة والاتجاه ، كما اكدت المدرسة النقدية بزعامة ملتون فريدمان على اهمية النقود في التأثير على المستوى العام للأسعار الا انه ليس بالصورة التي تصورها الكلاسيك (**بخيت، 2005 : 4**) .

2- عجز الموازنة

تلعب الموازنة العامة للدولة دوراً كبيراً في التأثير على اسعار الصرف فاذا انتهجت الدولة سياسة انكماشية من خلال تقليص حجم الانفاق الحكومي الذي يؤدي بدورة الى الحد من حجم الطلب وانخفاض في مستوى النشاط الاقتصادي وانخفاض معدلات التضخم فان الامر هذا سيؤدي حتماً الى رفع سعر الصرف للعملة المحلية (**عباس ، 2008 : 65**)

3- الرقم القياسي لأسعار المستهلك

ضمن نظرية تعادل القوه الشرائية فان سعر الصرف للعملة المحلية مقابل العملات الاخرى يميل الى الهبوط بالنسبة نفسها التي يرتفع بها مستوى الاسعار، واذا تضاعفت الاسعار في الدولة المحلية فيما لم يتغير الوضع السعري في غيرها من الدول التي تتشارك معها في التجارة فان قيمة التعادل للعملة المحلية سوف تصبح اقل مما كانت علية من قبل (**الغالبي، 2011: 68**) اما ضمن قناة تخفيض قيمة العملة اي ارتفاع سعر الصرف الاجنبي يؤدي الى رفع الاسعار نتيجة ارتفاع اسعار الواردات بالعملة المحلية .

4- الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي GDP

يعد الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي من أهم المؤشرات الاقتصادية المستخدمة لتحديد مستوى النشاط الاقتصادي واتجاهه وسرعة نموه، ويقصد بالناتج المحلي الاجمالي الحقيقي (القيمة السوقية بالأسعار الجارية لجميع السلع والخدمات النهائية المنتجة في قطر معين مطروحا منها عامل التضخم في فترة زمنية معينة)، وان زيادة الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي تعني زيادة في مستوى النشاط الاقتصادي مما يكون له اثر ايجابي في سعر الصرف، اي ان زيادة الناتج المحلي تؤدي الى انخفاض سعر الصرف، وان العلاقة عكسية بينهما (**ابكر وشرف الدين، 2013 : 30**) .

5- الايرادات النفطية (اسعار النفط)

ان متغير اسعار النفط الخام يعد من اكثر المتغيرات تقلباً في الاقتصاد العالمي، وهذه التقلبات غالباً ما تتزامن مع التقلبات في سعر صرف الدولار لذلك يؤدى الارتفاع في اسعار النفط الخام بالنسبة للدول المصدرة للنفط الى تحسين قيمة عملاتها مقابل عملات الدول الاخرى، وانتقال الاثر من اسعار النفط الى سعر الصرف يكون بشكل غير مباشر عن طريق العوامل الاخرى المرتبطة بأسعار النفط كالميزان التجاري والحساب الجاري والاحتياطيات الدولية وهذه العوامل بدورها تؤدي الى تغير سعر الصرف **(خضير، 2014 : 275)** .

6- درجة الانفتاح الاقتصادي

يتم قياس درجة الانفتاح الاقتصادي بمدى انفتاح الدولة على العالم الخارجي تجارياً ويمكن التعبير عن ذلك بقسمة اجمالي الصادرات والواردات على اجمالي الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي، وان مستوى انفتاح التدفقات الرأسمالية للداخل او الخارج يؤثر بدرجة كبيرة ومباشرة في سعر الصرف، فاذا كانت هذه التدفقات كبيرة تفوق الطاقة الاستيعابية للاقتصادات الوطنية الامر الذي يؤدي الى زيادة الاحتياطيات الاجنبية وارتفاع قيمة العملة الوطنية ويحدث العكس في حالة هروب راس المال الى الخارج ما ينعكس ذلك سلباً على قيمة العملة الوطنية **(ابكر وشرف الدين، 2013 : 31)** .

المحور الثاني

قياس وتحليل العوامل المؤثرة في سعر صرف الدينار في الاقتصاد العراقي للمدة 1990-2015

اولاً : متغيرات البحث :

اشتمل البحث على متغيرات سعر صرف الدينار العراقي في السوق الموازي كمتغير تابع والمعروض النقدي وعجز الموازنة والرقم القياسي لأسعار المستهلك والناتج المحلي الاجمالي الحقيقي والايرادات النفطية ودرجة الانفتاح الاقتصادي كمتغيرات توضيحية، وقد تم الحصول على بيانات هذه المتغيرات من وزارتي المالية والتخطيط فضلاً عن البنك المركزي العراقي، وغطت البيانات المدة الزمنية 1990-2015 كما مبين في الجدول الاتي :

الجدول (1) بيانات متغيرات البحث (مليون دينار)

السنوات	سعر صرف الدينار في السوق الموازي	المعروض النقدي	عجز الموازنة	الرقم القياسي لأسعار المستهلك	الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي	الايرادات النفطية	درجة الانفتاح الاقتصادي
1990	4	15359	(5688)	0.026	68262987	1326	23.7977
1991	10	24670	(13269)	0.073	24542491	699	9.0216
1992	21	43908	(27836)	0.134	32541432	1282	6.7987
1993	74	86430	(59957)	0.413	42398176	1270	10.1241
1994	458	238901	(173783)	2.266	44032428	18388	6.5670
1995	1674	705063	(583797)	11.042	44965925	28504	6.6678
1996	1170	960502	(364528)	9.262	49921523	21356	5.3404
1997	1471	1038097	(195265)	11.4	60523824	199890	0.8241
1998	1620	1351876	(400071)	13.082	81620672	169023	3.8807
1999	1972	1483836	(314487)	14.728	95971435	234649	5.5849
2000	1930	1728006	(365666)	15.461	112208511	458157	7.1692
2001	1929	2159089	(780481)	18.0	114190796	580160	12.7762
2002	1957	3013601	(547160)	21.468	104822921	1020022	13.2733
2003	1936	5773601	(3303434)	28.685	66398213	1576396	0.7549
2004	1453	10148626	1467423	36.419	101845262	32687839	0.4507
2005	1472	11339125	4127655	49.880	103551403	39880890	0.5096
2006	1475	15497300	10248869	76.432	109389941	46534310	0.6944
2007	1267	21721167	15656502	100	111455813	53306884	0.6789
2008	1203	28189934	12974985	112.66	120626517	79131752	0.9895
2009	1182	37300030	(380368)	122.1	124702847	51719059	0.7380
2010	1186	51743489	44022	125.1	132687028	66819670	0.8552
2011	1196	52473929	25231697	132.1	142700217	98090000	1.0306
2012	1233	53735871	14677648	140.1	162587533	116160781	1.1619
2013	1232	73830964	(5287480)	142.7	174990175	109650692	1.0459
2014	1241	72692448	1273814	145.9	173872677	97072409	0.9789
2015	1251	65584839	(3182200)	148	169630876	51312620	0.8568

المصدر :

- البنك المركزي العراقي، المديرية العامة للإحصاء والابحاث، التقارير السنوية (2004-2015) .
- وزارة التخطيط، الجهاز المركزي للإحصاء، مديرية الحسابات القومية، مجموعات احصائية متفرقة .
- وزارة المالية – الدائرة الاقتصادية - جداول الموازنة العامة .
- القيم بين قوسين سالبة .

ثانيا : نموذج البحث :

في هذا الجزء من البحث سوف نناقش الاطار التحليلي التجريبي للعوامل المؤثرة في سعر صرف الدينار العراقي وبالاعتماد على النظرية الاقتصادية والدراسات السابقة تم اختيار نموذج الدراسة على الشكل الاتي :

$$EXR = F\,(MSU\,,BDU\,,CPI\,,GDP\,,OIR\,,DEO) \dots\dots\dots (1)$$

حيث ان : EXR **: سعر صرف الدينار في السوق الموازي .** MSU **: المعروض النقدي (M1)** BDU **: عجز الموازنة .** CPI **: الرقم القياسي لأسعار المستهلك بأساس سنة 2007 .** GDP **: الناتج المحلي الاجمالي بالأسعار الثابتة لسنة 2007 .** OIR **: الايرادات النفطية .** DEO **: درجة الانفتاح الاقتصادي على العالم الخارجي .**

ثالثاً : منهجية التكامل المشترك باستعمال نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة(المتباطئه)

اصبحت منهجية Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) للتكامل المشترك شائعة الاستخدام في السنوات الاخيرة، وقد تم نشر هذا النموذج بواسطة كلاً من Pesaran and Smith (1995) و(1999) Pesaran and Smith (1998) و Pesaran et al (2001)، ويتم في هذه المنهجية دمج نماذج الانحدار الذاتي Autoregressive model ونماذج فترات الابطاء الموزعة Distributed Lag Model في نموذج واحد، وفي هذه المنهجية تكون السلاسل الزمنية دالة في ابطاء قيمها وقيم المتغيرات التوضيحية (المستقلة) الحالية وابطائها بمدة واحدة او اكثر، ويتميز نموذج (منهجية) ARDL بعدة مزايا منها :

1- يمكن تطبيقه بغض النظر عما اذا كانت المتغيرات محل البحث متكاملة من الدرجة صفر **I**(0) او متكاملة من الدرجة واحد صحيح **I**(1)، مقترناً بشرط ان لا تكون السلاسل الزمنية للمتغيرات متكاملة من الدرجة الثانية **I**(2) فقط (لا يتطلب ان تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الرتبة نفسها) ومع ذلك يتطلب ان يكون المتغير التابع ساكناً عند المستوى اي **I**(0) .
2- ان استخدامه يساعد على تقدير نتائج الاجلين الطويل والقصير معا في الوقت نفسه.
3- المقدرات الناتجة عن هذا النموذج تتصف بخاصية عدم التحيز والكفاءة، فضلاً عن انه يساعد على التخلص من المشكلات المتعلقة بحذف المتغيرات ومشكلات الارتباط الذاتي **(الشوربجي ، 2009 : 156)** .

وان نموذج الـ ARDL اكثر النماذج ملائمه مع حجم العينة المستخدم في هذه البحث والبالغة 26 مشاهدة ممتدة من عام 1990- 2015 . كما ان نموذج ARDL يمكننا من فصل تأثيرات الاجل القصير عن الاجل الطويل، اذ نستطيع من خلال هذا النموذج تحديد العلاقة التكاملية للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة بالإضافة الى تحديد حجم تأثير كل من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع، وتعد معلماته المقدرة في الاجل الطويل والقصير اكثر اتساقاً من

تلك التي نحصل عليها من الطرق الاخرى مثل انجل وجرانجر (1987) وطريقة جوهانسن (1988) وكذلك جوهانسن جسيليوس (1990)، (**ادريوش وعبد القادر، 2013 : 17**) .

ولغرض تحديد الصيغة الرياضية المناسبة لنموذج البحث قد تم استعمال الحزمة الاحصائية الجاهزة (Eviews) 9 الاصدار التاسع في تقدير النموذج الخطي والنموذج النصف لوغاريتمي والنموذج اللوغاريتمي المزدوج، وجرى اختيار الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة لأنها تعد من الصيغ الشائعة الاستعمال لسهولة معالجتها الحسابية ولمعالجتها لمشكلة عدم تجانس التباين من جهة وللمدلولات الاقتصادية لمعالمها من جهة اخرى، فضلاً عن ما لهذه الصيغة من مؤشرات احصائية افضل من بقية النماذج الاخرى في تمثيل البيانات، اذ تمتلك اعلى قيمة لـ R^2 و $\overline{R^2}$ ، ولأقل قيمة لمعايير AIC , H.Q , SC وكما موضح في الجدول (2) ادناه .

الجدول (2) نتائج التقدير لاختيار صيغة الانموذج الملائم

الصيغة / المؤشرات الاحصائية	الخطية Linear Form	اللوغاريتمية المزدوجة Double-Log Form	النصف لوغاريتمية Semi-Log Form
R^2	0.90	0.99	0.94
$\overline{R^2}$	0.65	0.99	0.82
F	3.528308	154.6491	7.585759
S.e	189.7558	0.051242	0.225287
AIC	13.44306	-2.919996	0.041643
SC	14.32660	-2.085541	0.876098
H.Q	13.67746	-2.698615	0.263024

المصدر : اعداد الباحثان بناءً على مخرجات البرنامج الاحصائي (Eviews 9) الاصدار التاسع .

وبعد اختيار الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة للنموذج يتم اخذ الشكل اللوغاريتمي الطبيعي لجميع المتغيرات في الدراسة، وفيما يخص متغير عجز الموازنة فبما انه الفرق بين الايرادات والنفقات ويأخذ قيماً سالبة لا تقبل تحويلها الى الشكل اللوغاريتمي، ولضرورات القياس الاقتصادي ولغرض اخذ الشكل اللوغاريتمي لمتغير عجز الموازنة تم حساب عجز الموازنة في هذا البحث بأخذ لوغاريتمات نسبة الايرادات الى النفقات كما في دراسة Koray and McMillin (1999) و Singh (2002)، (**السواعي،العزام، 2015 :103**) لهذا لجأ الباحث كغيرة من الباحثين للتعبير عن متغير عجز الموازنة وذلك بقسمة قيمة الايرادات على قيمة النفقات واخذ اللوغاريتم الطبيعي لها وهذه النسبة هي الافضل لأنها ليست حساسة لحساب اللوغاريتمات .ولذلك فان النموذج سيأخذ الشكل التالي :

$$\Delta Ln\ EXR_t = C + \beta_1\ Ln\ EXR_{t-1} + \beta_2\ Ln\ MSU_{t-1}$$
$$+ \beta_3\ Ln\ BDU_{t-1} + \beta_4\ Ln\ CPI_{t-1}$$
$$+ \beta_5\ Ln\ GDP_{t-1} + \beta_6\ Ln\ OIR_{t-1}$$
$$+ \beta_7\ DEO_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_1\ \Delta\ Ln\ EXR_{t-I}$$
$$+ \sum_{i=1}^{q_1} \lambda_2\ \Delta Ln\ MSU_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} \lambda_3\ \Delta\ Ln\ BDU_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=1}^{q_3} \lambda_4\ \Delta\ Ln\ CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_4} \lambda_5\ \Delta\ Ln\ GDP_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=1}^{q_5} \lambda_6\ \Delta Ln\ OIR_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_6} \lambda_7\ \Delta Ln\ DEO_{t-i} + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots\ (2)$$

وتكون معلمة المتغير التابع المبطأه على يسار المعادلة، وتمثل (B_i) معلمات العلاقة طويلة الاجل بينما تعبر معلمات الفروق الاولى (λ_i) عن معلمات الاجل القصير، وان ($C\varepsilon_t$,) تشير الى الحد الثابت وحد الخطأ العشوائي .

رابعاً : تحليل نتائج البحث القياسية .

1- اختبار جذر الوحدة

تتمثل المرحلة الاولى للتحليل الاحصائي في اختبار سكون السلاسل الزمنية لمعرفة مدى سكون المتغيرات على المدى القصير، اي الوقوف على ما اذا كانت السلاسل الزمنية للمتغيرات ساكنة عند مستوياتها او عند حساب الفروق الاولى لها، وحسب طبيعة نمو السلسلة الزمنية يمكننا ان نميز بين سلاسل زمنيه ساكنة static time series ، وسلاسل زمنية غير ساكنة Non Static time series، **(Heij and etal , 2004 : 536)**، اذ يعد شرط السكون أساسيا في دراسة وتحليل السلاسل الزمنية واذا لم تكن السلاسل الزمنية ساكنة فأنه لا يمكن الحصول على نتائج سليمه ومنطقية بل تكون النتائج زائفة ومضلله **(Gujarati, 2009: 740)** . وان نقطة البدء للكشف عن وجود جذر الوحدة في بيانات السلسلة الزمنية تنطلق من المعادلة الاتية والمسماة بنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الاولى AR(1) وهي : **(العبدلي، 2005 : 235)** .

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + U_t \ldots\ldots\ldots (3)$$

اذ ان : $-1 \leq \rho \leq 1$

وان $_t$: **تمثل حد الخطأ العشوائي**

ومن اكثر هذه الاختبارات شيوعاً والذي سوف يوظف في هذا البحث هو :

اختبار فيلبس بيرون Phillips – Perron test (PP)

هذا الاختبار من نتاج فيلبس بيرون عام (1988)، ويعد هذا الاختبار غير المعلمي فعالاً ويستند الى تصحيح الارتباط الذاتي في بواقي معادلة اختبار جذر الوحدة باستخدام طريقة لا معلمية (Non - Parametric) لتباين

النموذج، وهذا الاختبار ينطوي على حساب جذر الوحدة ومن ثم تحويل الاحصائية للتخلص من اثار الارتباط الذاتي، ويتطلب هذا الاختبار تقدير المعادلة الاتية : **(Phillips and Perron , 1988 : 340)** .

$$\Delta Y_t = \propto_0 + \propto_1 Y_{t-1} + \propto_2 T + e_t \dots\dots\dots\dots (4)$$

ولهذا الاختبار التوزيع الاحتمالي نفسه لاختبار ديكي فوللر Dickey – fuller وتستخدم القيم الحرجة نفسها لكلا الاختبارين **(شيخي محمد، 2012 : 212)**، وذلك لاختبار الفرض الصفري المتضمن وجود جذر الوحدة مقابل سكون الاتجاه ايضاً، علما ان القيم الحرجة (t) لاختبار فرضية العدم تعتمد على قيم ماكينون MacKinnon . **(Patterson , 2002 : 265)** والجدول (3) يوضح نتائج اختبار فيلبس بيرون لمتغيرات البحث .

الجدول (3) نتائج اختبار فيلبس بيرون (PP) للمتغيرات بصيغتها اللوغاريتمية

المتغير	قيمة t المحسوبة والقيم الاحتمالية لها	المستوى		الفرق الاول		الرتبة
		حد ثابت	حد ثابت واتجاه عام	حد ثابت	حد ثابت واتجاه عام	
LnEXR	t Prob	-5.4923* 0.0001 (0)	-3.3412*** 0.0827 (2)	-2.0214 0.2762 (4)	-2.5565 0.3010 (2)	I(0)
LnMSU	t Prob	-3.4262** 0.0196 (1)	-1.2818 0.8691 (1)	-1.8277 0.3588 (3)	-2.6628 0.2588 (3)	I(0)
LnBDU	t Prob	-1.2464 0.6375 (1)	-2.8368 0.1982 (2)	-4.4194* 0.0021 (6)	-6.5379* 0.0001 (16)	I(1)
LnCPI	t Prob	-4.5793* 0.0013 (1)	-2.5867 0.2885 (1)	-2.3136 0.1759 (3)	-2.9451 0.1670 (2)	I(0)
LnGDP	t Prob	-0.8457 0.7882 (2)	-4.3676** 0.0101 (2)	-9.2448* 0.0000 (0)	-9.1860* 0.0000 (1)	I(1)
LnOIR	t Prob	-1.4708 0.5314 (1)	-1.0040 0.9254 (1)	-5.4138* 0.0002 (3)	-7.6599* 0.0000 (2)	I(1)
LnDEO	t Prob	-2.2459 0.1962 (1)	-2.7375 0.2313 (0)	-5.0356* 0.0005 (2)	-4.9011* 0.0033 (3)	I(1)
القيم الحرجة الجدولية	%1	-3.724070	- 4.374307	-3.724070	- 4.374307	
	%5	-2.986225	-3.603202	-2.986225	-3.603202	
	%10	-2.632604	-3.238054	-2.632604	-3.238054	

المصدر : اعداد الباحثان بناءً على مخرجات البرنامج الاحصائي (Eviews 9) الاصدار التاسع .

- **(*)،(**)،(***) معنوي عند مستوى معنوية (1%،5%،10%) على التوالي . حسب قيم (adj. t-Statistic) الجدولية لـ (Mackinnon: 1996) .**
- **( ) الارقام بين قوسين تمثل العدد الامثل لفترات الارتباط التسلسلي في اختبار (PP) وفق الاختبار الالي (Newey west) باستخدام طريقة (Bartlett Kernel) .**

تشير نتائج اختبار فيلبس بيرون في الجدول (3) للمتغيرات بصيغتها اللوغاريتمية الطبيعية في حالة وجود حد ثابت وحد ثابت واتجاه عام الى سكون المتغيرات (LnEXR , LnMSU, LnCPI) عند مستواها الاصلي، كما تشير نتائج هذا الاختبار الى ان كلاً من المتغيرات(LnBDU , LnGDP , LnOIR , LnDEOL) تحتوي على جذر الوحدة عند مستواها الاصلي، وانها ساكنة بعد اخذ الفرق الاول لها .

2- اختيار فترة الابطاء المثلى للفروق

اذ يتم اختبار فترة الابطاء المثلى للفروق الاولى لقيم المتغيرات في المعادلة (2) وذلك باستخدام نموذج متجه انحدار ذاتي غير مقيد Autoregressive Model Unrestricted vector ويتم ذلك باستخدام خمسة معايير مختلفة لتحديد الفترة وهي: **(الشوربجي، 2009 : 157)** .

اولاً : معيار خطأ التنبؤ النهائي. Final Prediction Error (1969)(FPE)

ثانياً : معيار معلومات أكيكي. Akaike Information Criterion (AIC)(1973)

ثالثاً : معيار معلومات شوارز. Schwarz Criterion (Sc)(1978)

رابعاً : معيار معلومات حنان وكوين . Hannan and Quinn Criterion (H-Q)(1979)

خامساً : معيار نسبة الامكان الاعظم LikeLihood Ratio Test (LR)

ويتم اختيار فترة الابطاء المثلى التي تمتلك لأقل قيمة من المعايير الاحصائية المقدرة اعلاه .

ولتحديد فترة الابطاء المثلى للأنموذج ككل تم تقدير النموذج ولفترات ابطاء متتالية واحدة تلو الاخرى لحين الحصول على افضل فترة ابطاء بالاستناد الى معايير(AIC, SC, H-Q, FPE, LR)، ويكون العدد الامثل للتباطؤات ذلك العدد الذي اجمعت علية معظم المعايير، بحيث ان هذا العدد يمتلك اقل القيم للمعايير جميعها، وكما موضح في الجدول (4) ادناه والذي يستدل منه ان كل المعايير تشير الى اختيار فترتين ابطاء .

الجدول (4) معايير اختيار فترة الابطاء المثلى لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM)

فترة الابطاء	AIC	SC	H-Q	FPE	LR
0	7.507162	7.850761	7.598319	4.30e-06	NA
1	-4.011798	-1.263006	-3.282543	5.14e-11	249.6367
2	-9.643004*	-4.489018*	-8.275650*	6.96e-13*	87.43085*

المصدر : اعداد الباحثان بناءً على البرنامج الاحصائي (Eviews 9) الاصدار التاسع .

*** تشير الى العدد الامثل لفترات الابطاء الذي يختاره كل معيار، هذه المعايير عند مستوى معنوية (5%) .**

3- منهج اختبار الحدود Bounds Testing Approach

يستخدم لاختبار مدى وجود علاقة توازنيه طويلة الاجل بين المتغير التابع والمتغيرات التوضيحية الداخلة في النموذج، اذ يتم حساب إحصاءه (F) لاختبار فرضية العدم (H0) التي تنص على ان جميع معلمات المتغيرات التوضيحية المتباطئة لفترة واحدة مساوية للصفر اي ان :

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \cdots = \beta_{k+1} = 0$$

بمعنى عدم وجود علاقة توازنيه طويلة الاجل بين المتغيرات (عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات) مقابل الفرضية البديلة التي تنص على ان معلمات المتغيرات المتباطئة لا تساوي صفر اي ان

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \cdots \neq \beta_{k+1} \neq 0$$

بمعنى وجود علاقة توازنيه طويلة الاجل (وجود تكامل مشترك) بين المتغيرات، وتحسب قيمة أحصاءة (F) وفق الصيغة الاتية : **(Diebold, 2016 : 43)**

$$F = \frac{(SSeR - SSeu)/M}{SSeu/(n-k)} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

حيث ان :

$SSeR$: **مجموع مربعات البواقي للنموذج المقيد (فرضية العدم) .**

$SSeu$: **مجموع مربعات البواقي للنموذج غير المقيد (الاصلي ، الفرضية البديلة) .**

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

وبعد استخراج قيمة احصاءة (F) تتم مقارنتها بقيمة (F) الجدولية المحسوبة من قبل Pesaran et al . (2001) ، ونظرا لان اختبار(F) له توزيع غير معياري فان هناك قيمتين حرجتين له، الاولى قيمة الحد الادنى وتفترض ان كل المتغيرات ساكنة في قيمها الاصلية (اي في مستواها) بمعنى انها متكاملة من الرتبة صفر **I**(0) والثانية قيمة الحد الاعلى وتفترض ان كل المتغيرات ساكنة في فرقها الاول بمعنى انها متكاملة من الرتبة واحد صحيح **I**(1) .

فاذا كانت قيمة احصاءة (F) المحسوبة اكبر من الحد الاعلى لـ (F) الجدولية يتم رفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات وقبول الفرضية البديلة التي تنص على وجود علاقة تكامل مشترك بين المتغيرات . اما اذا كانت قيمة احصاءة (F) المحسوبة اصغر من قيمة الحد الادنى لـ (F) الجدولية فلا يمكن قبول الفرضية البديلة التي تنص على وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، عندها تقبل فرضية العدم اي عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات . اما في حالة كون قيمة (F) المحسوبة تقع بين الحدين الاعلى والادنى فان النتائج تكون غير محسومة ويعني ذلك عدم القدرة على اتخاذ قرار لتحديد ما اذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرات من عدمه **(ادريوش وعبد القادر، 2013 : 18)** .

ومن اجل اختبار مدى وجود علاقة توازنيه طويلة الاجل (وجود علاقة تكامل مشترك) بين سعر الصرف والمتغيرات التوضيحية، تم حساب احصاءه (F) من خلال اختبار الحدود، وكانت النتائج كما مبين في الجدول الاتي :

الجدول (5)

نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام اختبار الحدود (Bounds Test) لنموذج (UECM – ARDL)

Test statistic	Value	النتيجة
F-statistic	9.068649	وجود علاقة تكامل مشترك
Critical value Bonds for F-test when k=6		
Significance level	قيمة الحد الادنى I(0)	قيمة الحد الاعلى I(1)
%10	1.99	2.94
%5	2.27	3.28
%2	2.55	3.61
%1	2.88	3.99

المصدر : اعداد الباحثان بناءً على مخرجات البرنامج الاحصائي (Eviews 9) الاصدار التاسع .

K=6 : عدد المتغيرات التوضيحية في النموذج .

قيمة احصاءة (F) تم احتسابها وفق المعادلة (5) .

يستدل من الجدول (5) ان قيمة احصاءة F المحسوبة والبالغة (9.068) اكبر من قيمة الحد الاعلى والبالغة (3.99) عند مستوى معنوية (1%)، مما يعني قبول الفرضية البديلة ($H_1: b_1 \neq b_2 \neq b_3 \neq \cdots \neq b_7 \neq 0$) ورفض فرضية العدم ($H_0: b_1 = b_2 = b_3 = \cdots = b_7 = 0$)، اي ان هناك علاقة توازنيه طويلة الاجل بين سعر الصرف والمتغيرات التوضيحية وبالتالي وجود علاقة تكامل مشترك بين متغيرات نموذج البحث .

4- تقدير معلمات النموذج للأجلين الطويل والقصير ومعلمة تصحيح الخطأ

Estimating model parameters long and short-term and error correction parameter

بعد التأكد من وجود علاقة توازنية طويلة الاجل بين المتغير التابع والمتغيرات التوضيحية يتم تقدير معلمات نموذج ARDL للأجلين الطويل والقصير ومعلمة متجه تصحيح الخطأ VECM وفق المعادلة (2) بالاستناد الى عدد فترات الابطاء المحددة وفق معايير اختبار فترة الابطاء ولجميع المتغيرات . وفي هذه المرحلة يتم الاعتماد على طريقة Hendry من عام الى محدد **(ذنون وجارالله، 2013 :39)** وينطوي على تقدير يتضمن استخدام المتباطئات

للسلاسل الزمنية للمتغيرات المتضمنة في النموذج جنباً الى جنب مع حد تصحيح الخطأ (ECM) والجداول الاتية تبين نتائج هذه التقديرات .

الجدول (6) مقدرات معلمات الاجل الطويل لنموذج (ARDL) (المتغير التابع LnEXR)

variable	Coefficient	Std-Error	t-statistic	Prob.
LnMSU	−0.4613	0.0704	−6.5507	0.0003
LnBDU	−1.9299	0.1647	−11.7163	0.0000
LnCPI	0.3507	0.0978	3.5841	0.0089
LnGDP	−0.8082	0.2245	−3.5993	0.0087
LnOIR	0.8732	0.0646	13.4855	0.0000
LnDEO	−0.3414	0.0484	−7.0472	0.0002
C	13.1788	2.9222	4.5097	0.0028

R- squared	**0.997179**	**Mean dependent var**	**0.201213**
Adjusted R-squared	**0.990731**	**S.D. dependent var**	**0.532241**
S.E. of regression	**0.051242**	**Akaike info criterion**	**-2.919996**
Sum squared resid	**0.018380**	**Schwarz criterion**	**-2.085541**
Log likelihood	**52.03997**	**Hannan-Quinn criter .**	**-2.698615**
F-statistic	**154.6494**	**Durbin-Watson stat**	**2.395454**
prob (F-statistic)	**0.000000**		

المصدر : اعداد الباحثان بناءً على مخرجات البرنامج الاحصائي (Eviews 9) الاصدار التاسع .

ويستدل من الجدول أعلاه ان المتغيرات التي تم اختيارها انطلاقاً من النظرية الاقتصادية والمفسرة لحجم التغيرات في سعر صرف الدينار العراقي بعضها كانت اشارته موجبة والبعض الاخر كانت اشارته سالبة . ومن نتائج تقدير الجدول اعلاه فأن معادلة تصحيح الخطأ ECM ستأخذ الشكل الاتي :

$$CointEq = LnEXR - (-0.4613LnMSU - 1.9300LnBDU + 0.3508LnCPI - 0.8083LnGDP + 0.8732LnOIR - 0.3414LnDEO + 13.1788)$$

الجدول (7) نتائج تقديرات نموذج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL (مقدرات معلمات الاجل القصير)

variable	Coefficient	Std-Error	t-statistic	Prob.
DLn(MSU)	−0.1583	0.0435	−3.6359	0.0083
DLn(BDU)	−0.5103	0.0262	−19.4659	0.0000
DLn(BDU(-1))	0.4820	0.0550	8.7616	0.0001
DLn(CPI)	0.6302	0.0339	18.5852	0.0000
DLn(CPI(-1))	−0.0957	0.0160	−5.9788	0.0006
DLn(GDP)	−0.5886	0.0715	−8.2290	0.0001
DLn(OIR)	0.2616	0.0200	13.0279	0.0000
DLn(OIR(-1))	−0.1698	0.0210	−8.0827	0.0001
DLn(DEO)	0.0040	0.0110	0.3685	0.7234
DLn(DEO(-1))	0.1199	0.0126	9.5093	0.0000
Coint Eq(-1)	−0.7117	0.0358	−19.8508	0.0000

المصدر : اعداد الباحثان بناءً على مخرجات البرنامج الاحصائي (Eviews 9) الاصدار التاسع .

ومن نتائج الجدول اعلاه يتضح ان تقديرات معلمات الاجل القصير تتوافق الى حد كبير من حيث مستوى المعنوية والاشارات مع نتائج مقدرات الاجل الطويل، وان تباينت قيم المعلمات بنسب متفاوتة .

5-تقييم النموذج المقدر اقتصادياً واحصائياً وقياسياً

اولاً : تقييم النموذج القياسي المقدر اقتصادياً

أ- تقييم مقدرات معلمات النموذج في الأجلين الطويل والقصير

يستدل من نتائج تقدير نموذج (ARDL) في الجدولين (6) و (7) مايلي :

- معامل MSU يشير الى وجود أثر سلبي (عكسي) ومعنوي للمعروض النقدي على سعر صرف الدينار مقابل الدولار في السوق الموازي في الأجلين الطويل والقصير، فقد بلغت قيمة المرونة الجزئية للمعروض النقدي بالنسبة لسعر صرف الدينار (0.4613−) في الأجل الطويل وهذا يعني ان زيادة المعروض النقدي بنسبة (1%) سوف تؤدي الى انخفاض سعر صرف الدينار مقابل الدولار بنسبة (0.4613%) في الأجل الطويل . وبلغت قيمة المرونة الجزئية للمعروض النقدي بالنسبة لسعر الصرف (0.1583−) في الأجل القصير، وهذا يعني ان الزيادة في المعروض النقدي بنسبة (1%) تؤدي الى انخفاض سعر الصرف بنسبة (0.1583%) .
- يشير معامل BDU الى وجود اثر سلبي (عكسي) ومعنوي لعجز الموازنة في سعر الصرف في الاقتصاد العراقي خلال مدة الدراسة في الأجلين الطويل والقصير، فقد بلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية لعجز الموازنة بالنسبة

لسعر صرف الدينار (1.9299-) في الأجل الطويل وهذا يعني ان تخفيض عجز الموازنة بنسبة (1%) يؤدي الى زيادة سعر الصرف بنسبة (1.9299%) . وبلغت القيمة المقدرة للمرونة الجزئية لعجز الموازنة بالنسبة لسعر صرف الدينار مقابل الدولار (0.5103-) في الأجل القصير، وهذا يعني ان تخفيض عجز الموازنة بنسبة (1%) يؤدي الى زيادة سعر الصرف بحوالي (0.5103%) .

- يشير معامل CPI الى وجود اثر ايجابي (علاقة طردية) ومعنوي للرقم القياسي لأسعار المستهلك على سعر صرف الدينار مقابل الدولار في السوق الموازي في الأجلين الطويل والقصير، فقد بلغت المرونة الجزئية للرقم القياسي لأسعار المستهلك بالنسبة لسعر الصرف (0.3507) في الاجل الطويل، وهذا يعني ان زيادة الرقم القياسي لأسعار المستهلك (التضخم) بنسبة 1% يؤدي الى زيادة سعر صرف الدينار بنسبة (0.3507%) . وبلغت المرونة الجزئية للرقم القياسي لأسعار المستهلك بالنسبة لسعر الصرف (0.6302) في الأجل القصير، اي ان زيادة التضخم بنسبة 1% يؤدي الى زيادة سعر الصرف بنسبة (0.6302%) .
- يشير معامل GDP الى وجود اثر سلبي (علاقه عكسية) ومعنوي للناتج المحلي الاجمالي الحقيقي على سعر الصرف في السوق الموازي في الأجلين الطويل والقصير، فقد بلغت قيمة المرونة الجزئية للناتج المحلي الإجمالي بالنسبة لسعر الصرف (0.8082-) في الأجل الطويل، اي ان زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 1% يؤدي الى نقصان سعر صرف الدينار مقابل الدولار بنسبة (0.8082%) . وبلغت قيمة المرونة الجزئية للناتج المحلي الإجمالي بالنسبة لسعر الصرف (0.5886-) في الأجل القصير، وهذا يعني ان زيادة الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 1% يؤدي الى نقصان سعر صرف الدينار بنسبة (0.5886%)
- معامل OIR يشير الى وجود اثر ايجابي (علاقة طردية) ذو دلالة احصائية (معنوي) للإيرادات النفطية في سعر صرف الدينار مقابل الدولار في السوق الموازي في الأجلين القصير والبعيد، فقد بلغت قيمة المرونة الجزئية للإيرادات النفطية بالنسبة لسعر الصرف (0.8732) في الأجل الطويل و (0.2616) في الأجل القصير، اي ان زيادة الايرادات النفطية بنسبة 1% تؤدي الى زيادة سعر الصرف بنسبة (0.8732%) و (0.2616%) في الأجلين الطويل والقصير على التوالي .
- يشير معامل DEO الى وجود اثر سلبي (علاقة عكسية) ذو دلالة احصائية (معنوي) لدرجة الانفتاح الاقتصادي على العالم الخارجي في سعر الصرف في السوق الموازي في الأجل الطويل وموجب غير معنوي وضعيف في الأجل القصير. فقد بلغت قيمة المرونة الجزئية لدرجة الانفتاح الاقتصادي بالنسبة لسعر الصرف (0.3414-) في الأجل الطويل و (0.0040) في الأجل القصير، وهذا يعني ان الزيادة في درجة الانفتاح الاقتصادي على العالم الخارجي بنسبة 1% تؤدي الى انخفاض سعر صرف الدينار مقابل الدولار بنسبة (0.3414%) في الأجل الطويل وزيادة سعر الصرف بحوالي (0.0040%) في الأجل القصير.

ب- تقييم مقدرات نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (ARDL-ECM)

يتضح من تقديرات معلمات نموذج الاجل القصير في الجدول (7) انها تتوافق الى حد كبير من حيث مستوى المعنوية والاشارات مع نتائج مقدرات الاجل الطويل، وان تباينت قيم المعلمات بنسب متفاوتة، كما ان معامل تصحيح الخطأ (**Coint Eq(-1)**) يعبر عن سرعة التكييف من الاجل القصير الى الاجل الطويل وهو ما يستلزم ان يكون سالباً ومعنوياً حتى يقدم دليلاً على وجود علاقة طويلة الاجل بين متغيرات الدراسة، ومن خلال النتائج في الجدول (7) تظهر قيمة معامل تصحيح الخطأ (ECM) معنوية وتأخذ القيمة السالبة، اي ان الانحرافات في الاجل القصير يتم تصحيحها في الاجل الطويل لوضع التوازن، اذ كانت معلمة تصحيح الخطأ تأخذ الاشارة السالبة وهي ذات دلالة احصائية عند مستوى معنوية اقل من (1%) مما يعني ان الاختلال في التوازن الطويل الاجل يصحح بسرعة تعديل (71%)، كما تظهر تقديرات معلمات الاجل القصير ان كل المعلمات المقدرة كانت معنوية باستثناء معامل درجة الانفتاح الاقتصادي كانت غير معنوية، علما ان تقديرات معلمات نموذج الاجل الطويل تقيس الاثر الكلي اي الاثر المباشر وغير المباشر للتغير في المتغيرات المستقلة (خارجية كانت او داخلية مرتدة زمنيا) في كل متغير داخلي (معتمد)، في حين ان تقديرات معلمات نموذج الاجل القصير تقيس الاثر المباشر فقط للمتغير المستقل (داخلياً او خارجياً) في المتغير المعتمد (الداخلي)، وان ما يهم واضع السياسة هو الاثر الكلي لتغيرات المتغيرات التوضيحية في المتغير المعتمد . والجدول (8) ادناه يبين النسبة بين معلمات نموذج الاجل الطويل والقصير ودرجة تأثيرهما في المتغير التابع .

الجدول (8) نسبة الاثر قصير الاجل الى الاثر طويل الاجل في مقدرات نموذج (ARDL)

المتغيرات	مقدرات معلمات الاثر طويل الاجل	مقدرات معلمات الاثر قصير الاجل	نسبة الاثر قصير الاجل الى الاثر طويل الاجل %
LnMSU	-0.4613	-0.1583	34
LnBDU	-1.9299	-0.5103	26
LnCPI	0.3507	0.6302	179
LnGDP	-0.8082	-0.5886	72
LnOIR	0.8732	0.2616	30
LnDEO	-0.3414	0.0040	-1.17

المصدر : اعداد الباحثان بناءً على نتائج الجدولين (6) و(7) .

ويستدل من هذا الجدول ان تأثير المعروض النقدي في الاجل القصير والبالغ 34% من الاثر الكلي (الاجل الطويل) اعلى من تأثير عجز الموازنة والبالغ 26% في التغيرات التي تحصل في سعر صرف الدينار مقترناً ذلك بارتفاع اثر التضخم معبراً عنه بالرقم القياسي لأسعار المستهلك اذ بلغ 179% من الاثر الكلي، فيما بلغت نسبة تأثير الناتج المحلي الاجمالي على سعر صرف الدينار في الاجل القصير 72% من الاثر الكلي، وان نسبة تأثير الايرادات النفطية على سعر صرف الدينار في الاجل القصير بلغت 30% من الاثر الكلي، فيما بلغت نسبة تأثير درجة الانفتاح الاقتصادي في سعر صرف الدينار في الاجل القصير 1.17-% من الاثر الكلي وذلك بسبب اختلاف اشارة المعلمة في الاجل القصير عنها في الاجل الطويل .

ثانياً : تقييم النموذج المقدر احصائياً

أما فيما يتعلق بالمؤشرات الاحصائية يلاحظ سلامة النموذج المقدر احصائياً بشكل عام، فكل المتغيرات التوضيحية معنوية حسب اختبار(t) باستثناء معلمة الاجل القصير لمتغير درجة الانفتاح الاقتصادي، كما ان قيمة معامل التحديد المصحح (Adjusted R-squared) قد بلغت 99% توضح جودة النموذج المقدر وهذا يدل على ان المتغيرات التوضيحية الممثلة في النموذج تشرح نسبة كبيرة من سلوك المتغير التابع سعر الصرف، وكان الخطأ المعياري للنموذج قليل جداً (0.05124) كما ان اختبار (F) كان ذو دلالة احصائية عند مستوى معنوية (1%) والبالغة (154.6494) مما يؤكد على معنوية النموذج المقدر ككل .

ثالثاً : تقييم النموذج المقدر قياسياً

بعد تقدير معالم النموذج للأجلين الطويل والقصير، ولأجل التأكد من جودة النموذج المقدر قبل اعتماده تم اجراء الاختبارات التشخيصية او ما تسمى باختبارات ملائمة النموذج المقدر Diagonstic Checking test الاتية **(الشوربجي، 2009 : 159)** :

- اختبار مضروب لاكرانج للارتباط التسلسلي بين البواقي .

Lagrange Multiplier Test of Residual (Brush- Godfrey BG)

- اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالانحدار الذاتي . Autoregressive Conditional Hetroscedasticity

- اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء العشوائية . Jarque Bera (JB)

- اختبار مدى ملائمة تحديد او تصميم النموذج من حيث الشكل الدالي Ramsey (RESET)

- اختبار الازدواج الخطي (التعدد الخطي بين المتغيرات المستقلة) . Multicolinearty test

والجدول التالي يبين نتائج اختبارات فحص الملائمة للنموذج المقدر ARDL .

الجدول (9) اختبارات فحص ملائمة النموذج المقدر

BGLM	ARCH	JB	RESET
F= 5.3137 Pro. : (0.2024)	F= 2.6068 (0.0999)	0.5420 (0.7626)	F= 9.9216 (0.0128)

المصدر : اعداد الباحثان بناءً على مخرجات البرنامج الاحصائي (Eviews 9) الاصدار التاسع .

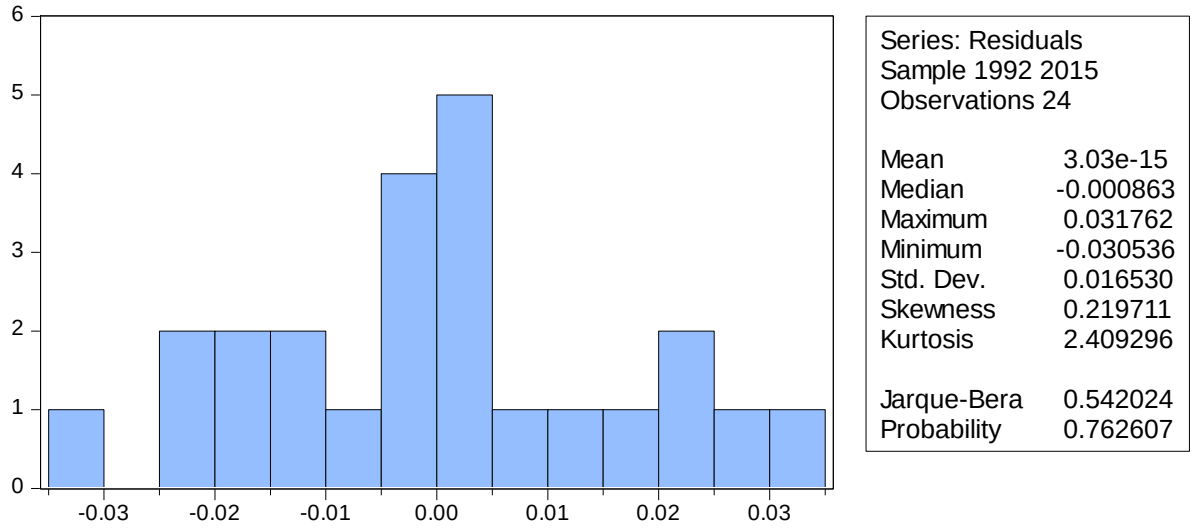
ويستنتج من الجدول (9) ما يأتي :

1- تشير احصاءة (BGLM) الى خلو النموذج من مشكلة الارتباط التسلسلي .

2- تشير احصاءة (ARCH) الى قبول فرضية العدم التي تنص على تجانس تباين حد الخطأ العشوائي (Homoscedasticity) في النموذج المقدر .

3- تشير احصاءه اختبار Jarque _ Bera (JB) الى قبول فرضية العدم التي تنص على ان الاخطاء العشوائية موزعة توزيعاً طبيعياً في النموذج المقدر وكما موضح ذلك في الشكل البياني (1) الذي يوضح التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر (Histogram of the Residual) .

الشكل (1) التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر



المصدر: اعداد الباحثان بناءً على مخرجات البرنامج الاحصائي (Eviews 9) الاصدار التاسع .

4- تشير احصاءه اختبار RESET (اختبار رمزي Ramsey) ومن خلال اختبار F الى صحة الشكل الدالي (اللوغاريتمي) المستخدم في النموذج .

5- بالرغم من ان ارتفاع قيم معامل التحديد R^2 واحصاءة F و T للمقدرات تنبئ بعدم وجود مشكلة التعدد الخطي بين متغيرات النموذج التوضيحية، فأن اختبار كلاين (Kline) يؤكد خلو النموذج المقدر من مشكلة التعدد الخطي multicollinearity ، حيث كانت قيمة معامل التحديد العام لكل النموذج (R^2= 0.997) اكبر من مربع معامل الارتباط البسيط بين اي متغيرين مستقلين من المتغيرات المستخدمة في النموذج المقدر والبالغ (0.937) اي ان ($R^2 > r^2_{xixj}$) بالتالي نرفض افتراض وجود ارتباط خطي بين المتغيرات التوضيحية في النموذج المقدر، والمصفوفة في الجدول (10) ادناه تبين معاملات الارتباط البسيط بين المتغيرات التوضيحية المستخدمة في تقدير النموذج .

الجدول (10) مصفوفة معاملات الارتباط البسيط بين المتغيرات التوضيحية في النموذج

المتغيرات	LnMSU	LnBDU	LnCPI	LnGDP	LnOIR	LnDEO
LnMSU	1.000000	0.795556	0.968579	0.881059	0.923500	-0.783835
LnBDU	0.795556	1.000000	0.729740	0.863081	0.853181	-0.679050
LnCPI	0.968579	0.729740	1.000000	0.826664	0.943742	-0.733825
LnGDP	0.881059	0.863081	0.826664	1.000000	0.926056	-0.538448
LnOIR	0.923500	0.853181	0.943742	0.926056	1.000000	-0.636975
LnDEO	-0.783835	-0.679050	-0.733825	-0.538448	-0.636975	1.000000

المصدر : اعداد الباحثان بناءً على مخرجات البرنامج الاحصائي (Eviews 9) الاصدار التاسع .

6- اما فيما يتعلق بمشكلة الارتباط الذاتي لحد الخطأ العشوائي (Autocorrelation) فانة لا يمكن الاعتماد على قيمة احصاءه (D-W) للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي والبالغة (2.3954) لأنها تعد مضللة لاحتواء النموذج على متغيرات مرتدة زمنياً، لذلك استخدم بدلاً عنها أحصاءة h (J. Durbin's h _ statistic) والتي تأخذ الصيغة الاتية :

$$h = \left(1 - \frac{D-W}{2}\right)\sqrt{\frac{n}{1-n\ var\ (b_1)}} \quad \ldots\ldots (6)$$

لاختبار فرضية العدم الاتية :

H0 : $\rho_i = 0$

حيث ان (n) تمثل حجم العينة و ($var\ (b_1)$) هو تقدير التباين لمعامل (Y_{t-1}) في انحدار OLS للنموذج المقدر، الاحصاءة (h) تتبع التوزيع الطبيعي القياسي بمتوسط صفر وتباين قدره واحد، وعند مستوى معنوية (5%) فان القيمة الحرجة للاختبار هي (±1.96)، فاذا كانت قيمة (h) اكبر من القيمة الحرجة فسوف ترفض فرضية العدم (H0) ومن نتائج التقدير فان (h= 1.12498) .

ويستدل من هذه النتيجة ان قيمة احصاءة (h) غير معنوية مما يشير الى خلو النموذج المقدر من مشكلة الارتباط الذاتي لحد الخطأ العشوائي .

6- اختبار الاستقراريه الهيكلية لمعاملات نموذج (UECM -ARDL)

بعد تقدير صيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL ، فان الخطوة التالية هي اختبار الاستقرار الهيكلي لمعاملات الاجل الطويل والقصير، ولكي يتحقق ذلك يتم الاعتماد على الاختبار الاتي : **(العبدلي، 2014 : 261)**

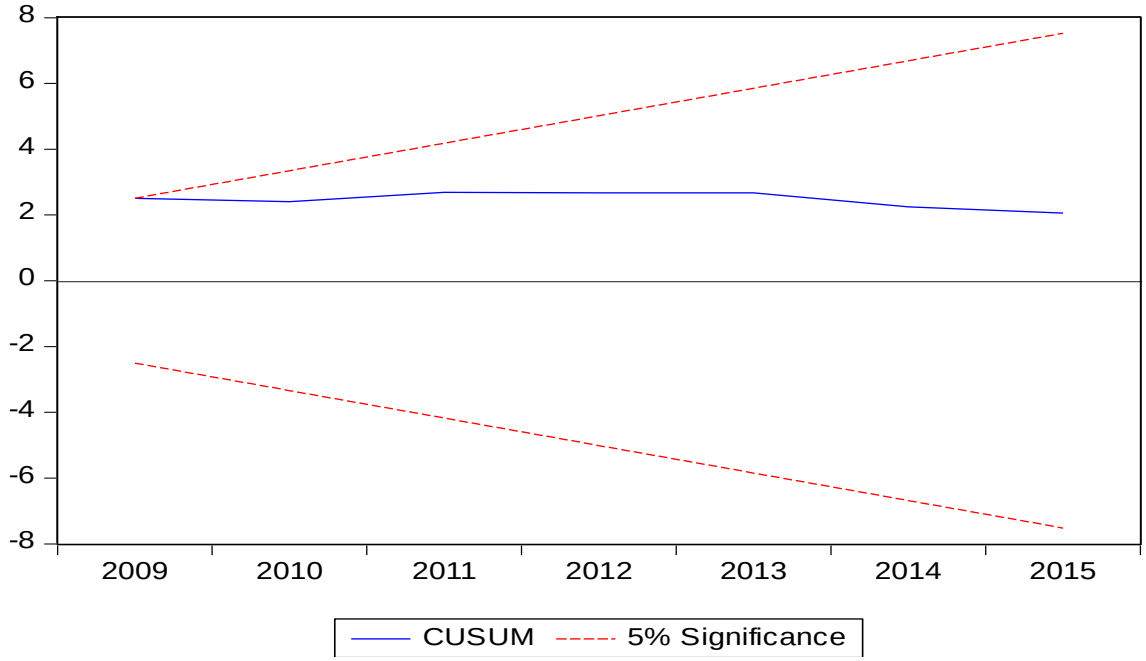
- اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM)

ووفقا لهذا الاختبار يتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة بصيغة تصحيح الخطأ لنموذج ARDL عندما ينحصر الخط البياني لأحصاءة CUSUM داخل الخطوط البيانية الحرجة عند مستوى معنويه **(5%)** في حين تكون

هذه المعاملات لا تتسم بالاستقراريه في حالة خروج الخط البياني للأحصاءة خارج الخطوط البيانية الحرجة عند مستوى المعنوية نفسه .

وللتأكد من خلو البيانات المستخدمة في هذه البحث من وجود اي تغيرات هيكلية فيها ومدى استقرار وانسجام المعاملات طويلة الاجل مع تقديرات معلمات الاجل القصير فان نتائج اختبار الاستقرارية موضحه في الشكل البياني الاتي :

الشكل (2) المجموع التراكمي للبواقي المعاودة لاختبار استقرارية معاملات نموذج ARDL – UECM



المصدر : اعداد الباحثان بناءً على مخرجات البرنامج الاحصائي (Eviews 9) الاصدار التاسع .

حيث أظهرت الكثير من الدراسات ان مثل هذه الاختبار نجده مصاحباً لمنهجية ARDL ويتضح من الشكل البياني (2) ان اختبار المجموع التراكمي للبواقي المعاودة (CUSUM) لهذا النموذج يقع داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية (5%) مما يشير الى ان هناك استقراراً وانسجاماً في تقديرات النموذج بين نتائج الاجل الطويل ونتائج المدة القصيرة الاجل، اي ان المعاملات المقدرة لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد (UESM) المستخدم مستقرة هيكلياً خلال المدة الزمنية محل الدراسة .

7- اختبار الاداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المقدر

تعتمد جودة النتائج المقدرة على قوة الاداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد، لذلك يجب التأكد من تمتع هذا النموذج بقدرة جيدة على التنبؤ خلال المدة الزمنية للتقدير، ولاختبار هذه القدرة للنموذج على التنبؤ تم استخدام أهم

مقاييس الاداء التنبؤي للنماذج الاقتصادية القياسية وهو معامل عدم التساوي المقترح بواسطة ثايل Theil، ويحسب وفق الصيغة الاتية : **(السيفو واخرون، 2006 : 21)** .

$$T = \sqrt{\frac{\sum(dF-da)^2}{\sum d_a^2}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots(7)$$

حيث ان :

T : **معامل ثايل (Thiel's Coefficient)** . da : **التغير الفعلي في قيمة المتغير التابع** .

dF : **التغير في القيمة المتوقعة (المتنبأ بها) للمتغير التابع** .

فاذا كانت قيمة معامل (T) تساوي الصفر او تقترب منه فان هذا يشير الى مقدرة النموذج الكبيرة على التنبؤ، اما اذا كانت قيمة المعامل مساوية للواحد الصحيح فان هذا يعني ان المتغير التابع سوف يكون ثابتاً عبر الزمن، واذا كانت قيمة معامل (T) اكبر من الواحد الصحيح دل ذلك على انخفاض مقدرة النموذج على التنبؤ، فضلاً عن معيار نسبة عدم التساوي (مصادر الخطأ) والتي تتكون من ثلاث نسب هي : **(ابكر وشرف الدين، 2013 : 37)**

اولا : نسبة التحيز **Bias Proportion (BP)**

ثانيا : نسبة التباين **Variance Proportion (VP)**

ثالثا : نسبة التغاير **Covariance Proportion (CP)**

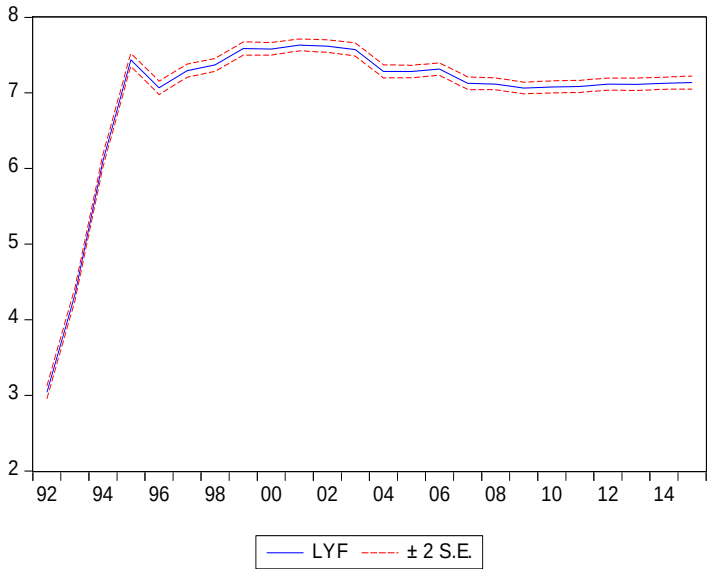
ويوضح الجدول (11) والشكل البياني (3) التاليين نتائج تقييم الاداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد لنموذج (ARDL) المقدر.

الجدول (11) نتائج اختبار الاداء التنبؤي لنموذج تصحيح الخطأ غير المقيد لنموذج (ARDL) المقدر

T	BP	VP	CP
0.000971	0.000023	0.000834	0.999142

المصدر : اعداد الباحثان بناءً على مخرجات البرنامج الاحصائي (Eviews 9) الاصدار التاسع .

الشكل (3) القيم الفعلية والمتوقعة لسعر صرف الدينار في العراق للمدة (1990-2015)



Forecast: LYF	
Actual: LY	
Forecast sample: 1990 2015	
Adjusted sample: 1992 2015	
Included observations: 24	
Root Mean Squared Error	0.013622
Mean Absolute Error	0.010474
Mean Abs. Percent Error	0.158923
Theil Inequality Coefficient	0.000971
Bias Proportion	0.000023
Variance Proportion	0.000834
Covariance Proportion	0.999142

المصدر : اعداد الباحثان بناءً على مخرجات البرنامج الاحصائي (Eviews 9) الاصدار التاسع .

يتضح من الجدول (11) اعلاه ان قيمة معامل ثايل (T) كانت منخفضة جداً وقريبه من الصفر اذ بلغت (0.000971) وكانت قيمة نسبة التحيز (BP) مساوية للصفر تقريباً اذ بلغت (0.000023)، في حين بلغت نسبة التباين (VP) (0.000834) وهي قريبة من الصفر، وكانت قيمة نسبة التغاير (CP) قريبة من الواحد الصحيح اذ بلغت (0.999142) ويستنتج من كل ذلك ان نموذج تصحيح الخطأ غير المقيد المستخدم يتمتع بمقدرة عالية (جيدة) على التنبؤ الداخلي(Interpolation) خلال المدة قيد الدراسة، هذه المقدرة على التنبؤ يمكن ملاحظتها من خلال الشكل (3) الذي يوضح سلوك القيم الفعلية والمتوقعة لأسعار صرف الدينار العراقي طبقاً للنموذج القياسي المستخدم المقدر، وعليه يمكن الاعتماد على نتائج هذا النموذج لأغراض التحليل وتقييم السياسات والتنبؤ واتخاذ القرارات الاقتصادية .

الاستنتاجات والتوصيات :

اولاً : الاستنتاجات :. وتتلخص بما يلي :

1- تحقق صفة الاستقراريه للمتغير التابع LnEXR عند مستواه الاصلي وفق اختبار (pp)، فيما تباينت مستويات الاستقرارية للمتغيرات التوضيحية بين استقرار عند المستوى **I**(0) واستقرار عند الفرق الاول **I**(1) .

2- أكد اختبار التكامل المشترك وفق نموذج ARDL وجود علاقة توازنيه طويلة الاجل بين المتغير التابع والمتغيرات التوضيحية (وجود تكامل مشترك بينهما)، اذ كانت قيمة احصاءه F اكبر من الحد الاعلى والادنى للقيم الحرجة لها

3- اثبتت نتائج تقدير النموذج القياسي عن وجود اثر سلبي ومعنوي لكل من متغيرات المعروض النقدي وعجز الموازنة والناتج المحلي الاجمالي ودرجة الانفتاح الاقتصادي في سعر الصرف للدينار مقابل الدولار في السوق الموازي، ووجود اثر ايجابي ومعنوي للرقم القياسي لأسعار المستهلك والايرادات النفطية في سعر الصرف في الاجل الطويل .

4- تبين من نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ لنموذج ARDL للأجل القصير وجود أثر سالب ومعنوي لكل من متغيرات المعروض النقدي وعجز الموازنة والناتج المحلي الاجمالي الحقيقي في سعر صرف الدينار العراقي مقابل الدولار، ووجود أثر موجب ومعنوي للرقم القياسي لأسعار المستهلك والايرادات النفطية وموجب وغير معنوي لدرجة الانفتاح الاقتصادي على العالم الخارجي في سعر صرف الدينار مقابل الدولار في السوق الموازي .

5- ان معلمة تصحيح الخطأ تساوي (0.7117-) وذات دلالة احصائية عند مستوى معنوية أقل من (1%) وأشارتها سالبة، مما يزيد من دقة وصحة العلاقة التوازنية في المدى الطويل وان آلية تصحيح الخطأ موجودة في النموذج وتقيس المعلمة سرعة العودة الى وضع التوازن في الأجل الطويل، مما يعني ان الاختلال في التوازن طويل الأجل يصحح بسرعة تُعادل (71%) وفي ضوء ما تقدم يتضح قبول (تحقق) فرضيات البحث .

6- بلغت درجة تأثير المعروض النقدي على التغيرات التي تحصل في سعر صرف الدينار مقابل الدولار في السوق الموازي في الأجل القصير 34% من الأثر الكلي (طويل الأجل) وهي أعلى من درجة تأثير عجز الموازنة البالغ 26% مقترناً ذلك بارتفاع أثر التضخم معبراً عنه بالرقم القياسي لأسعار المستهلك والبالغ 179% من الأثر الكلي . فيما بلغت نسبة تأثير الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي على التغيرات التي تحصل في سعر صرف الدينار في الأجل القصير 72% من الأثر الكلي وان درجة تأثير الايرادات النفطية بلغت 30% في حين بلغت نسبة تأثير درجة الانفتاح الاقتصادي على العالم الخارجي (1.17-%) من الأثر الكلي .

7- أجتاز النموذج القياسي المقدر بالصيغة اللوغاريتمية المزدوجة المعايير الاحصائية والقياسية، اذ اثبتت اختبارات ملائمة النموذج خلو النموذج المقدر من المشاكل القياسية كافة، وأثبتت نتائج التحليل مقدرته العالية على التنبؤ وفقاً لاختبار ثايل اذ كانت قيمته قريبة من الصفر، فضلاً عن تحقق الاستقرار الهيكلي لمعاملات النموذج في الأجلين الطويل والقصير بموجب اختبار المجموع التراكمي للبواقي الراجعة (CUSUM) .

ثانياً : التوصيات

1- التنسيق العالي بين السياستين النقدية والمالية لأنه لا يمكن لسياسة سعر الصرف في العراق لوحدها ان تحقق استقراراً في سوق الصرف من دون ان يكون هناك تنسيق مستمر ما بين السياستين النقدية والمالية باتجاه يحقق الترابط بين اهداف نظام الصرف المتبع إذ ان الاستقرار النسبي في المستوى العام للأسعار الذي وفرته السياسة النقدية في العراق عبر التحكم بأداة سعر الصرف لابد أن يرافقه سياسة مالية قادرة على توليد استثمارات تدفع عجلة النمو الحقيقي في الاقتصاد العراقي .

2- استمرار البنك المركزي العمل بنظام الصرف المعوم المدار والمطبق حالياً بسبب ضعف الهياكل الإنتاجية في البلد، والى حين تقوية القطاعات الإنتاجية فانه من الممكن التحول الى نظام صرف جديد يتلاءم والحالة الاقتصادية المعاصرة .

3- قيام السلطة النقدية بالعمل على تقليص العملة في التداول وزيادة الودائع الجارية ومكافحة السوق الموازي للعملة، وذلك بتقليل الفرق ما بين السعر الرسمي والسعر الموازي للصرف والعمل على جذب العملة داخل المصارف من خلال تشجيع التعامل بالحسابات الجارية وتوسيع قاعدة العادات المصرفية وتنمية العادات الادخارية وتعزيز ثقة الافراد بالعملة الوطنية .

4- تنويع مصادر الايرادات العامة وتخفيض الاعتماد على الصادرات النفطية كمصدر رئيس للإيرادات ومعالجة النسب المرتفعة في عجز الموازنة والتضخم تساعد على استقرار سعر صرف الدينار العراقي .

المصادر والمراجع :

اولاً : المصادر والمراجع العربيه

1- ابكر، عماد يعقوب، شرف الدين، ابو القاسم عبدالله (2013)، سعر الصرف في السودان _ دراسة تحليلية باستخدام الانحدار الخطي المتعدد والشبكات العصبية، المؤتمر العلمي الدولي الرابع لاتحاد للإحصائيين العرب، المحور الثالث

2- ادريوش، دحماني محمد، عبد القادر، ناصور (2013)، دراسة قياسية لمحددات الاستثمار الخاص في الجزائر باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة ، أبحاث المؤتمر الدولي ، تقييم اثار برامج الاستثمارات العامة وانعكاساتها على التشغيل والاستثمار والنمو الاقتصادي خلال الفترة 2001-2014 .

3- بخيت، حيدر نعمة (2005)، اثر عرض النقد (M1) على سعر الصرف التوازني للدينار العراقي خلال المدة 1980-1995، مجلة علوم انسانية: العدد 22 تموز (يوليو) .

4- خضير، ايمان عبد (2014)، قياس وتحليل العلاقة بين اسعار النفط وسعر صرف الدولار في العراق، مجلة العلوم الاقتصادية والادارية، جامعة بغداد ، المجلد 20 ، العدد 79 .

5- ذنون، مروان عبد المالك، جاراللة، رغد اسامة (2013)، قياس اثر التطور المالي على النمو الاقتصادي في عينه من الدول النامية باستخدام الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL للفترة (1960-2010) ، مجلة تنمية الرافدين ، ملحق العدد 144 ، المجلد 35 .

6- سمية، موري (2009)، اثار تقلبات اسعار الصرف على العائدات النفطية – دراسة حالة الجزائر، رسالة ماجستير في التسيير الدولي للمؤسسات، كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير .

7- السواعي، خالد محمد ، العزام، انور احمد (2015)، العجز التؤام في ظل المتغيرات النقدية والمالية والنمو لاقتصادي والانفتاح التجاري حالة الاردن، المجلة الأردنية للعلوم الاقتصادية، المجلد 2، العدد 2 .

8- السيفو، وليد اسماعيل، فيصل مفتاح شلوف، صائب جواد ابراهيم جواد (2006)، اساسيات الاقتصاد القياسي التحليلي نظرية الاقتصاد القياسي والاختبارات القياسية من الدرجة الاولى، عمان، الاهلية للنشر والتوزيع .

9- الشوربجي، مجدي (2009)، اثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري ، مجلة اقتصاديات شمال افريقيا ، العدد 6 .

10- شيخي محمد (2012)، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات، الطبعة الاولى، عمان، دار ومكتبة الحامد للنشر والتوزيع .

11- عباس، صباح نوري(2008)، اثر التضخم على سعر الصرف التوازني للدينار العراقي للمدة 1990-2005 (بحث تطبيقي)، مجلة كلية بغداد للعلوم الاقتصادية الجامعة ، العدد 17 .

12- العبدلي، سعد عبد نجم (2014)، قياس وتحليل العلاقة بين التطور المالي والنمو الاقتصادي والفقر في العراق في اطار نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء الموزع ARDL للمدة (1980-2010)، مجلة العلوم الاقتصادية والادارية ، المجلد 20 ، العدد 7 .

13- العبدلي، عابد بن عابد (2005)، تقدير اثر الصادرات على النمو الاقتصادي في الدول الاسلامية _دراسة تحليلية قياسية، مجلة مركز صالح عبدالله كامل للاقتصاد الاسلامي، جامعة الازهر ، العدد 27 .

14- الغالبي، عبد الحسين جليل (2011)، سعر الصرف وادارته في ظل الصدمات الاقتصادية (نظرية وتطبيقات)، عمان، الاردن : دار صفاء للنشر والتوزيع .

15- مهوس، حسين عطوان (2015)، سعر صرف الدينار ما بين الاحتياطيات ومتطلبات الاستقرار السعري، رسالة ماجستير، كلية الادارة والاقتصاد _ جامعة بغداد .

16- يمينه، درقال (2010)، دراسة تقلبات أسعار الصرف في المدى القصير- اختبار فرضية التعديل الزائد في دول المغرب العربي، رسالة ماجستير ، كلية العلوم الاقتصادية والتسيير والعلوم التجارية، جامعة تلمسان، الجزائر .

17- عوض الله، زينب حسين(2008)، العلاقات الاقتصادية الدولية، الاسكندرية، الدار الجامعية للنشر .

18- العباس، بلقاسم (2003)، سياسات اسعار الصرف ، سلسلة جسر التنمية، سلسلة دورية تعنى بقضايا التنمية في الاقطار العربية ، العدد 23 ، الكويت

ثانياً : التقارير والنشرات الرسمية

- وزارة التخطيط، الجهاز المركزي للإحصاء – مديرية الحسابات القومية – مجموعات احصائية متفرقة .
- البنك المركزي العراقي – المديرية العامة للإحصاء والابحاث – التقارير السنوية (2004-2015) .
- وزارة المالية – الدائرة الاقتصادية – جداول الموازنة العامة .

ثالثاً : المصادر والمراجع الاجنبية

1- Christiaan Heij, Paul de Boer, Philip Hans Franses, Teun Kloek and Herman K.van Dijk, (2004) "***Econometric Methods with Applications in Business and Economics***", Oxford University Press, New York, USA .

2- Diebold, Francis. X, (2016) "***Econometrics***" University of Pennsylvania, First Edition

3- Dornbusch, Reger, Stanley Fischer and Richards startz (2001) *"**Macroeconomics***" Eleventh Edition , University of Washington , USA.

4- Ebiringa Thaddeus , Anyaogu Annika, (2014) "***Exchange Rate , Inflation and Interest Rates Relationships: Autoregressive Distributed Lag Analysis***" Journal of Economics and Development Studies, Vol. 2, No. 2, pp. 263-279.

5- Gujarati, D. N, & Porter, D. C (2009) "***Basic Econometrics***". 5th ed., New York, McGraw-Hill Companies, Inc.

6- Mishkin, F.S, (2012) "***Macroeconomics Policy and Practice***", U.S.A: Pearson, University Columbia.

7-Muhammad Qasim, Khalil Ahmad, Dr. Muhammad Irfan (2015) "***Exchange Rate Volatility and Money Demand: An Empirical Analysis of Pakistan***" Journal of Policy Research, vol 1 -NO3-pp131-141.

8- Nikolaos Dritsakis, (2014) "***Demand for money in Hungary: An ARDL Approach***" Department of Applied Informatics, University of Macedonia .

9- Patterson. K, (2002) "***An Introduction to Applied Econometrics A Time Series Approach***" , Palgeave, NEW YORK .

10-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 .

11-Phillips , R . and P. Perron (1988) "***Testing for a Unit Root in Time Series Regression***" , Biometrika, Vol.75 , NO 2 .