العلاقة بين سعر الصرف والمستوى العام للأسعار بالتطبيق على سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة (١٩٨٩-٢٠١٤)

العلاقة بين سعر الصرف والمستوى العام للأسعار بالتطبيق على سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة (١٩٨٩-٢٠١٤)

ملخص البحث

يهدف البحث الى دراسة العلاقة بين سعر صرف والأسعار وفقا لنظرية تعادل القوة الشرئية والتى تنص على أن سعر الصرف التوازني بين عملتين يعادل النسبة بين الأسعار المحلية والاجنبية، وذلك بالتطبيق على سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الامريكى باستخدام بيانات شهرية خلال الفترة من يوليو ١٩٨٩ الى مارس ٢٠١٤.

استخدم البحث أسلوبين في تحليل العلاقة بين سعر الصرف والأسعار النسبية، يتمثل **الأول** في استخدام اختبارات جذر الوحدة لاختبار درجة سكون سعر الصرف الحقيقي، ويتمثل **الثاني** في استخدام تحليل التكامل المشترك مدخل اختبار الحدود ونموذج تصحيح الخطأ.

وخلص البحث الى وجود دليل في صالح وجود علاقة تناسب بين سعر الصرف والأسعار النسبية في حالة مصر والولايات المتحدة خلال الفترة (١٩٨٩-٢٠١٤)، حيث تفيد نتائج اختبارات جذر الوحدة أن سعر الحقيقي يتسم بالسكون، كذلك أسفرت نتائج اختبار الحدود عن وجود علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الاسمى والأسعار النسبية.

The research aims to study the relationship between exchange rates and prices according to the purchasing power parity (PPP) theory which states that the equilibrium exchange rate between domestic and foreign currencies equals the ratio between domestic

and foreign prices. The research used monthly data for Egypt and United States over the periods 1989-2014.

The research used two methods in analysis the relationship between exchange rate and prices. In The first method we used the unit root tests to examine whether the real exchange rate is stationary or not. In the second method, the ARDL- Bound test technique of cointegration and the associated error-correction representation are applied to the purchasing power parity relationship between Egypt and the United States.

The results are supportive of purchasing power parity (PPP) as a long-run equilibrium relationship between Egyptian prices, American prices, and the Egyptian pound/ American dollar exchange rate over the periods 1989- 2014. According to the results of unit root tests, the real exchange rate was stationary. In addition, there is evidence of co-integration among the exchange rate and relative prices According to the results of the ARDL- Bound test technique.

١- مقدمة

لقد حدثت تغيرات عديدة في سوق صرف الجنيه المصري مقابل العملات الأجنبية منذ نهاية السبعينات من القرن الماضى. فقد اتسمت فترة السبعينات والثمانينات باتباع سياسة الرقابة على الصرف الاجنبي وتثبيث سعر الصرف مع تعدد أسعار الصرف المستخدمة، حيث كان هناك سعر صرف رسمى تقيم به كافة المعاملات التى يقوم بها البنك المركزي ، وكذلك السعر الموازي الذى استحدث من خلال السوق الموازية التى أنشئت في سبتمبر ١٩٧٣ وطبق على تحويلات المصريين المقيمين في الخارج والاجانب (عمار، ١٩٩٩، ص. ١٦٣). ومع صدور قانون ٩٧ لسنة ١٩٧٦ منح الأفراد قدرا من الحرية في حيازة الصرف الاجنبي لكن بشرط التعامل فيه من خلال البنوك المعتمدة (

الجريدة الرسمية، أغسطس ١٩٧٦، ص. ٧٥١). كذلك ابتداءا من ١٩٧٩ تم استبدال السعر الرسمي والسعر الموازي بثلاث أسعار هى : سعر الصرف الرسمي الخاص، وسعر البنك المركزي، وسعر البنوك المعتمدة والذى بدأ بالسعر المعلن ثم استبدل بالسعر المرن في ٢٤ يوليو ١٩٨٦(عمار، ١٩٩٩، ص. ١٦٤). وقد ظل سعر الصرف مستقرا عند ٠,٤٣ جنيها للدولار خلال الفترة (١٩٦٣ – ١٩٧٢)، ثم شهدت قيمة الجنيه ارتفاعا خلال الفترة (١٩٧٣– ١٩٧٨) حيث كان سعر الصرف يعادل ٠,٣٩ جنيها للدولار. لكن ابتداء من ١٩٧٩ أخذت قيمة الجنيه المصري في التناقص أمام العملات الاخرى. فخلال الفترة (١٩٧٩– ١٩٨٨) أصبح سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار ٠,٧٠ جنيها للدولار(IMF, 1989).

ومنذ مايو ١٩٨٧ بدأت الحكومة المصرية في اتخاذ بعض الاجراءات في اتجاه تحرير سعر الصرف حيث تقرر انشاء السوق المصرفية الحرة في مايو ١٩٨٧، ثم تعديل سعر البنك المركزي ، ثم الاتجاه نحو الغاء تعدد أسعار الصرف بانشاء السوق الأولية والسوق الحرة للصرف الأجنبي في فبراير ١٩٩١، ثم تم دمج السوقين في سوق حرة واحدة في أكتوبر من نفس العام، كذلك سمح البنك المركزي لشركات الصرافة بالعمل في سوق الصرف الأجنبي (عمار، ١٩٩٩، ص. ١٦٥). وترتب على ذلك مزيدا من الانخفاض في القيمة الخارجية للجنيه المصري حيث أصبح سعر صرف الجنيه مقابل الدولار ١,١ جنيها للدولار عام ١٩٨٩، ثم ٢ جنيها للدولار عام ١٩٩٠ ، ثم ٣,٣٣ جنيها للدولار عام ١٩٩١. وقد حاولت الحكومة أن تحافظ على سعر الصرف مستقرا عند ٣,٤ جنيها للدولار تقريبا خلال فترة التسعينات (IMF,1998,2003)، وساعدها في ذلك زيادة الاحتياطي من النقد الاجنبي في تلك الفترة.

ولكن في ظل تزايد الطلب على الصرف الأجنبي واتساع الفجوة بين مصادر الصرف الأجنبي واستخداماته أظهرت التجربة عدم امكانية الابقاء على سياسة تثبيت سعر الصرف فبدأت الحكومة في يناير ٢٠٠١ باتخاذ خطوات جديدة نحو نظام التعويم المدار، حيث تم تحريك أسعار شراء وبيع الصرف الاجنبي في نطاق محدد وفقا لمتغيرات

السوق، وصاحب ذلك ارتفاع سعر الصرف ليصبح ٤,٥ جنيه للدولار في عـــامي ٢٠٠١ و٢٠٠٢ (IMF, 2011).

ومع استمرار تزايد الطلب على الصرف الاجنبي وانخفاض ايرادات الدولة مـــن الصرف الاجنبي عقب أحداث سبتمبر ٢٠٠١ وما تبعه مـــن تـــدهور قطـــاع الســـياحة، وتناقص الاحتياطي الرسمي من النقد الأجنبي نتيجة تدخل البنك المركزي المستمر لضـــخ النقد الأجنبي في سوق الصرف، قامت الحكومة بتحرير التعامل في سوق الصرف بيعـــا وشراءا وفقا للقرار الصادر في ٢٩ يناير ٢٠٠٣. ووفقا لهذا القـــرار أصـــبحت البنـــوك العاملة في سوق الصرف الاجنبي حرة في تحديد سعر البيع والشراء للصـــرف الاجنبـــي على أن يعلن البنك المركزي يوميا سعر تعامله بالنقد الأجنبي حسب المتوســـط المـــرجح لسعر الاغلاق والمعلن من جانب الغرفة المركزية لاحصاءات النقد الاجنبي. كما ســـمح القرار لشركات الصرافة بحرية بيع وشراء النقد الاجنبي بشرط الالتزام بأسعار الصـــرف المعلنة لدى أحد البنوك المعتمدة (مرسي, ٢٠٠٣، ص. ١٤). وبالطبع صاحب ذلك مزيدا من الانخفاض في قيمة الجنيه المصري وارتفاع سعر الصـــرف ليصـــبح ٦,١٣ جنيهـــا للدولار في عامي ٢٠٠٣ و٢٠٠٤ ثم استقر سعر الصرف حول ٥,٦١ جنيها للدولار في المتوسط خلال الفترة (٢٠٠٥- ٢٠١٠) (IMF, 2011).

وابتداءا من٢٠١١ حتى ٢٠١٤ حدث انخفاض في ايرادات الصـــرف الأجنبـــي بسبب الأحداث السياسية التى أثرت بالسلب على ايرادات السياحة وايرادات قناة الســـويس والاستثمار الأجنبي والانتاج والتصدير مما أدى الى مزيد من الارتفاع في سعر الصرف ليصل الى حوالي ٧ جنيها للدولار في المتوسط خلال تلك الفترة.

والسؤال الآن هل التغيرات في سعر الصرف كانت انعكاسا للتغيرات في الأسعار النسبية كما تقول به نظرية تعادل القوة الشرائية؟

٢- الهدف من الدراسة

يمثل تحديد الطريقة التى يتغير بها سعر الصرف شيئا مهما بالنســـبة لصـــانعي السياسة الاقتصادية، حيث في حالة سعر الصرف الثابت تحتاج الدولة أن تحـــدد مســـتوى سعر الصرف التوازني الذى من المحتمل أن يتحقق، وفي حالة الدول ذات سعر الصرف

المرن فانها تحتاج معرفة المستوى المتوقع لسعر الصرف الاسمي والحقيقي والتغيرات فيهما. تقدم نظرية تعادل القوة الشرائية أساسا للتنبؤ بسعر الصرف واتجاه التغيرات فيه، حيث تنص نظرية تعادل القوة الشرائية على وجود تناسب في الاجل الطويل بين سعر الصرف بين عملتي دولتين والأسعار النسبية في الدولتين. ويهدف هذا البحث الى دراسة العلاقة بين سعر الصرف والمستوى العام للأسعار وفقا لمدخل تعادل القوة الشرائية، باستخدام بيانات شهرية عن سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الامريكي، والرقم القياسي لأسعار المستهلك في مصر، وفي الولايات المتحدة خلال الفترة من يوليو ١٩٨٩ الى مارس ٢٠١٤.

٣- فرضية الدراسة

تقوم الدراسة باختبار الفرضية التالية: " يتناسب سعر الصرف بين عملتي دولتين طرديا مع النسبة بين المستوى العام للاسعار داخل الدولتين أى أن سعر الصرف الحقيقي يتجه الى متوسطه في الاجل الطويل".

٤- الخلفية النظرية للعلاقة بين المستوى العام للأسعار وسعر الصرف

بعد انهيار قاعدة الذهب خلال فترة الحرب العالمية الاولى، اقترح Cassel أن تحدد الدول أسعار الصرف في فترة ما بعد الحرب وفقا لتعادل القوة الشرائية وذلك بوضع معدل التغير في معدلات الصرف قبل وبعد الحرب مساويا للفرق بين معدلات التضخم خلال تلك الفترة (Cassel, 1920, Pp. 262-262). ومنذ ذلك الوقت استخدم الاقتصاديون مدخل تعادل القوة الشرائية في تحديد والتنبؤ بأسعار الصرف، وفي تعديل الدخول بين الدول للاخذ في الاعتبار الفروق في الاسعار وكأساس للنماذج المستخدمة في الاقتصاد الدولي.

وتلخص نظرية تعادل القوة الشرائية العلاقة بين أسعار الصرف والاسعار، وتوجد وجهات نظر مختلفة حول الاساس النظري وراء نظرية تعادل القوة الشرائية، من أشهرها ما يبنى على ما يعرف بقانون السعر الواحد (Edison and Klovland, 1987).

٤-١: قانون السعر الواحد the law of one price: ينص هذا القانون على أنه في حالة عدم وجود حواجز جمركية وعدم وجود تكاليف نقل فان سعر أي سلعة مقوم بعملة واحدة سيكون واحد في أي دولة، أي أنه لأي سلعة i يتحقق الشرط التالي:

$$P_{i,t} = S_t P^*_{i,t} \qquad i=1,2,3,\ldots\ldots,N \qquad (1)$$

حيث $P_{i,t}$ سعر السلعة i بالعملة المحلية في الفترة t , و $P^*_{i,t}$ سعرها بالعملة الاجنبية، و S_t سعر الصرف بين عملتي الدولتين مقاس بعدد وحدات العملة المحلية اللازمة لشراء وحدة واحدة من العملة الاجنبية (Rogoff, 1996,pp.649).

ويمكن أن يكون قانون السعر الواحد مقبولا اذا كانت السلع المحلية والسلع الاجنبية بدائل تامة بالنسبة لبعضها البعض، حيث أنه في هذه الحالة سوف تضمن عمليات المضاربة التعادل بين الأسعار في أسواق السلع التي بينها درجة عالية من التكامل highly integrated . ومع ذلك فان وجود أي نوع من الرسوم الجمركية وتكاليف النقل ووجود الحواجز غير الجمركية سوف يؤدي الى عدم تحقق قانون السعر الواحد. كذلك عدم تجانس وحدات السلعة أو وجود اختلافات بين خصائص السلعة بين الدول يخلق فجوة أو هامش (wedge) بين الأسعار المحلية والأسعار الأجنبية للسلعة. هذا الهامش يتغير تبعا لدرجة حرية التجارة في السلعة ذاتها

(Sarno and Taylor, 2002, P. 67).

٤-٢: نظرية تعادل القوة الشرائية: ينطبق قانون السعر الواحد على سلعة واحدة فقط، وبتطبيق هذا القانون على سلة من السلع يصبح الشرط في المعادلة (١) كالتالي (Sarno and Taylor, 2002, P. 67):

$$\sum_{i=1}^{N} \alpha_i P_{i,t} = S_t \sum_{i=1}^{N} \alpha_i P^*_{i,t} \qquad (2)$$

حيث α_i هي الوزن النسبي للسلعة i داخل سلة مكونة من عدد N من السلع. من المعادلة السابقة نجد أن سعر الصرف بين عملتي الدولتين يعطى بالمعادلة التالية:

$$S_t = \sum_{i=1}^{N} \alpha_i P_{i,t} \Big/ \sum_{i=1}^{N} \alpha_i P^*_{i,t} \qquad (3)$$

بافتراض أن مستويات الأسعار القومية المحلية والأجنبية هي P_t و P^*_t ، على التوالي، فانه يمكن اعادة كتابة المعادلة (٣) كالتالى:

$$S_t = P_t / P^*_t \qquad (4)$$

تقرر المعادلة (٤) أن سعر الصرف بين عملتي دولتين يعادل النسبة بين متوسط الأسعار في الدولتين. وهذا ما يطلق عليه المدخل المطلق لنظرية تعادل القوة الشرائية absolute PPP. وبأخذ اللوغاريتم للمعادلة رقم (٤) تصبح كالتالي:

$$s_t = p_t - p^*_t \qquad (5)$$

حيث s_t لوغاريتم سعر الصرف الاسمي، و p_t لوغاريتم مستوى الأسعار المحلية، و p^*_t لوغاريتم مستوى الأسعار في الدولة الأجنبية. ويمكن حساب لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي q_t من المعادلة (٥) كالتالي:

$$q_t = s_t - p_t + p^*_t \qquad (6)$$

يستخدم لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي q_t كمقياس للانحراف عن نظرية تعادل القوة الشرائية.

وينطوي اشتقاق نظرية تعادل القوة الشرائية من قانون السعر الواحد على العديد من المشاكل من أهمها – على سبيل المثال– أن المعادلة رقم (٢) تفترض أن الأوزان التي تستخدم في عملية التجميع أو حساب الارقام القياسية للاسعار واحدة بين الدول، الا أن تلك الأوزان قد تختلف بين الدول وكذلك عبر الزمن مما يؤدي الى وجود اختلاف بين الأرقام القياسية للأسعار القومية بين الدول. وكلما زاد مقدار هذا الاختلاف بين الارقام القياسية للاسعار القومية زاد الانحراف عن تعادل القوة الشرائية حتى لو تحقق قانون السعر الواحد (Sarno and Taylor, 2002, P. 68).

كذلك تظهر مشكلة عند اختبار المدخل المطلق لنظرية تعادل القوة الشرائية تتمثل في أن البيانات المطلوبة للقياس غير متوفرة، فبالاضافة الى أن سلة السلع والأوزان المستخدمة في حساب المستوى العام للاسعار لا تكون واحدة بين الدول، نجد أن البيانات المتاحة عن الاسعار في الدول المختلفة تأتي في صورة أرقام قياسية بالنسبة لسنة أساس معينة. وهذه البيانات تصلح لاختبار المدخل النسبي لتعادل القوة الشرائية والذي يأخذ الشكل التالي (Rogoff, 1996, pp.650):

$$P_t / P_{t-1} = (S_t / S_{t-1})\ (P^*_t / P^*_{t-1})$$

$$(S_t / S_{t-1}) = (P_t / P_{t-1}) \div (P^*_t / P^*_{t-1}) \qquad (7)$$

ويتطلب المدخل النسبي لتعادل القوة الشرائية أن يتعادل معدل النمو في سعر الصرف مع الفرق بين معدل النمو في الارقام القياسية للأسعار في الاقتصاد المحلى والاقتصاد الأجنبي، حيث ينص المدخل النسبى لنظرية تعادل القوة الشرائية على أن التغير النسبي في سعر الصرف بين عملتي دولتين خلال أى فترة زمنية يعادل الفرق بين التغيرات النسبية في مستويات الأسعار القومية في الدولتين خلال تلك الفترة. يحول المدخل النسبيى العلاقة من علاقة بين سعر الصرف ومتوسطات الأسعار الى علاقة بين التغيرات في سعر الصرف والتغيرات في الأسعار. ويمكن أن يتحقق المدخل النسبي لنظرية تعادل القوة الشرائية حتى اذا لم يتحقق المدخل المطلق حيث يمكن أن تظل التغيرات النسبية في مستويات الأسعار النسبية تقريبا للتغيرات النسبية في سعر الصرف. كذلك تصلح البيانات المتاحة عن الأرقام القياسية للأسعار في اختبار العلاقة بين التغيرات النسبية في سعر الصرف والتغيرات النسبية في الاسعار النسبية بين الدول (Krugman and Obstfeld, 2003, P. 391-392).

وترجع أهمية نظرية تعادل القوة الشرائية في مجال الاقتصاد الدولي الى ثلاثة أسباب : **اولا** تقدم هذه النظرية مدخلا مبسطا لتحديد سعر الصرف ولتحديد كيف يحدث التداخل بين أسعار الصرف والعوامل النقدية في الأجل الطويل حيث تنص على أنه في ظل نظام سعر الصرف المرن، سعر الصرف بين عملتي دولتين سوف يتعدل ليعادل النسبة بين مستوى الأسعار في الدولتين، **ثانيا:** حتى اذا لم يحدث هذا التعادل فان النسبة بين الأسعار مازالت تقدم نقطة مرجعية لتحديد ما اذا كان سعر الصرف الحالي أعلى من قيمته أو أقل من قيمته، **ثالثا:** بصرف النظر عن كون أن نظرية تعادل القوة الشرائية سوف تتحقق في الواقع أم لا فان الانحراف عنها يجب أن يأخذ في الحسبان عند اجراء المقارنات الدولية والاقليمية للدخل الحقيقي (Asari,& et al., 2011, pp. 14-15).

وربما يرجع عدم تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية في الواقع العملي الى عدة أسباب منها: **أولا** تخلق تكاليف النقل حافزا لوجود فروق بين أسعار السلع بين الدول، والتي تقدر في حدود ١٠%، **ثانيا** يدخل في عدد كبير من السلع التى يتم تبادلها دوليا العديد من المكونات التى لا تتبادل دوليا nontrade، **ثالثا** يمثل وجود الرسوم الجمركية والقيود غير الجمركية سببا أخر للابتعاد عن تعادل القوة الشرائية، **رابعا** قد يمنع وجود

الاحتكار في بعض القطاعات واختلاف المعايير المحلية وجود عمليات مضاربة من شأنها أن تؤدي الى تقارب الاسعار، كذلك ربما يرجع عدم تحقق تعادل القوة الشرائية في الاجل القصير في جزء منه الى جمود الاسعار (Rogoff, 1996, pp.653-654)، **خامسا** أهمية العوامل غير النقدية في تحديد الاسعار، ففي حالة وجود تغيرات غير متساوية في الانتاجية والأسعار في قطاع انتاج السلع المتداولة دوليا وقطاع السلع غير المتبادلة دوليا فان ذلك يخلق انحراف بين الاسعار النسبية وسعر الصرف الرسمي وهذا ما يعرف بأثر الانتاجية لـــ Balassa. وكلما زاد التباين في الانتاجية بين الدول في قطاع انتاج السلع المتبادلة دوليا، زادت الفروق في الاجور وأسعار الخدمات بين الدول وزاد معها الانحراف عن تعادل القوة الشرائية (Balassa, 1964).

هذا فضلا عن أن اختيار الرقم القياسي للاسعار المناسب لعملية اختبار مدى تحقق تعادل القوة الشرائية ظل محل جدلا واسعا. فعادة كل المقاييس المستخدمة للاسعار تشتمل على نسبة ما من السلع التى لا يتم تبادلها دوليا والتى ربما تكون سببا في رفض نظرية تعادل القوة الشرائية، لأنه اذا كانت عمليات المضاربة في سوق السلع تضمن التعادل في أسعار السلع المتداولة بين الدول فان ذلك لا يتحقق للسلع غير المتداولة. غير أنه وجد أن الدليل في صالح تعادل القوة الشرائية يكون أقوى في حالة استخدام الرقم القياسي لأسعار الجملة WPI كمقياس للاسعار ، وربما يرجع ذلك الى أن الرقم القياسي لأسعار الجملة يتضمن كمية أقل من السلع الغير قابلة للتبادل nontradable ، يليه الرقم القياسي لأسعار المستهلك (Terra & de Abreu, 2005).

٥- الدراسات السابقة

لقد ثار جدل واسع حول وجود نظرية تعادل القوة الشرائية في الواقع من عدمه على الرغم من أهمية هذه النظرية كما أشرنا سابقا، لذلك ظهرت دراسات عديدة لاختبار هذه النظرية. وقد أشارت معظم الدراسات الى أن سعر الصرف الحقيقي يتجه الى متوسطه مما يؤيد تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية ولكن في الاجل الطويل جدا، وأن الانحرافات عن تعادل القوة الشرائية في الأجل القصير تكون كبيرة ومتقلبة، وفترة التعديل تأخذ وقتا طويلا (Rogoff, 1996, p.647).

ويمكن تقسيم الدرا سات التطبيقية عن نظرية تعادل القوة الشـرائية الـى أربـع مجموعات كالتالي (Sarno and Taylor, 2002, P. 67):

١- **الدراسات الاولى:** وكانت تختبر مدى تحقق تعادل القوة الشرائية بالاعتمـاد علـى تقدير معادلات تأخذ الشكل: $s_t = \alpha + \beta\, p_t + \beta^* p^*_t + u_t$، واختبار الفرض التالي: H_0: $\beta = 1,\ \beta^* = -1$ ، والذي يعني اختبار المدخل المطلق لتعادل القوة الشـرائية، واختبـار نفس الفرض بعد أخذ الفروق من الدرجة الاولى للمعادلة يعنى اختبار المـدخل النسـبي لتعادل القوة الشرائية.

٢- **تطبيق اختبارات جذر الوحدة على سعر الصرف الحقيقي:** اعتمـدت معظـم الدراسات على اختبار عدم السكون في سعر الصرف الحقيقي في صورته اللوغاريتمية – معادلة رقم (٦)– باستخدام اختبارات جذر الوحدة ومن أشهرها اختبـار ADF، وتتحقـق نظرية تعادل القوة الشرائية اذا كانت سلسلة لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي ساكنة.

٣- **استخدام تحليل التكامل المشترك Cointegration:** اعتمدت بعض الدراسـات على مدخل Engle & Granger للتكامل المشترك لبحث وجود علاقة طويلة الأجل بـين سعر الصرف الاسمي والاسعار النسبية باستخدام الصيغة التالية: $s_t = \alpha + \beta\, (p_t / p^*_t) + u_t$ ، وتتحقق نظرية تعادل القوة الشرائية اذا كانت $s_t \sim I(1)$ ، و $(p_t/p^*_t) \sim I(1)$ ، و $u_t \sim I(0)$. كذلك استخدمت بعض الدراسات مدخل Johansen ، ومدخل ARDL ، بالاضافة الى تقدير نماذج تصحيح الخطأ.

٤- **الدراسات التى اعتمدت على مدد زمنيـة طويلـة Long Span Studies وعلى بيانات سلسلة قطاعية panel data:** كعلاج لمشكلة انخفاض قـوة الاختبـار Low Power Test فى اختبارات جذر الوحدة لجأت بعض الدراسـات الـى اسـتخدام سلسلة زمنية طويلة الأجل، أو استخدام بيانات سلسلة قطاعية. وقـد كانـت نتـائج تلـك الدراسات تدعم وجود تعادل القوة الشرائية. لكن تنتقد البيانات طويلة الأجل من حيـث أن طول الفترة الزمنية يتضمن تغير في نظام سعر الصرف من ثابت الى تعـويم مـدار أو مرن ، كذلك ربما تخلق الصدمات الحقيقيـة تغيـرات هيكليـة structural breaks أو انتقالات shifts في سعر الصرف الحقيقي التوازني خلال الفترات الزمنية الطويلة. أمـا

بيانات السلسلة القطاعية لم تأت بنتائج قوية في صالح نظرية تعادل القوة الشرائية، كما أن تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية في السلسلة القطاعية لا يعني أنها تنطبق على كل الدول داخل العينة كل على حدة.

وسوف نعرض في هذا الجزء أمثلة لبعض الدراسات التى حاولت اختبار مدى تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية:

- دراسة Edison (1987) استخدمت بيانات سنوية عن المملكة المتحدة والولايات المتحدة خلال الفترة(١٨٩٠– ١٩٧٨) واعتمدت في التحليل على تقدير نموذج تصحيح الخطأ على الصورة التالية: $\Delta s_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta (p_t - p^*_t) + \delta_2 (s_{t-1} - p_{t-1} + p^*_{t-1}) + u_t$ ، وخلصت الدراسة الى أن معدل الصرف يتحرك وفقا لتعادل القوة الشرائية في الأجل الطويل، وأن معامل تصحيح الخطأ يفيد بأن ٩% من انحراف معدل الصرف عن نظرية تعادل القوة الشرائية يتلاشى سنويا، وهذا يوحى أن سعر الصرف يأخذ وقتا طويلا ليتعدل نحو مستواه التوازني (Edison , 1987).
- دراسة Edison and Klovland (1987) استخدمت بيانات سنوية عن النرويج والمملكة المتحدة خلال الفترة (١٨٧٤– ١٩٧١) لاختبار مدي تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية. اعتمدت الدراسة في التحليل على Autoregressive Distributed Lag (ARDL)، ونموذج تصحيح الخطأ ECM. وقد خلصت الدراسة الى وجود دليل ضعيف في صالح نظرية تعادل القوة الشرائية. لكن اشارت الدراسة الى وجود مجموعتين من العوامل تؤثر في مدى تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية، تتمثل المجموعة **الأولى** في العوامل الدورية : النقدية والحقيقية التى تؤثر على الية التعديل نحو التوازن طويل الاجل وفقا للـ PPP، وتتمثل **الثانية** في العوامل الهيكلية طويلة الاجل مثل أثر الانتاجية وشروط التجارة والتى قد تؤدي الى عدم تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية في الاجل الطويل، وأن الدليل في صالح نظرية تعادل القوة الشرائية

يكـــون أقـــوى فـــي حالـــة ادخـــال تلـــك العوامـــل فـــي النمـــوذج المقـــدر (Edison and Klovland, 1987).

- دراسة Johnson(1990) قامت باختبار مدى تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية بين كندا والولايات المتحدة باستخدام بيانات ســنوية خــلال الفتــرة (١٨٧٠-١٩٨٦)، وبيانات ربع سنوية خلال الفترة (مــارس ١٩٥٠ – ابريــل ١٩٨٦). واعتمد الدراسة في التحليل على مدخل التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ لـــ Engle & Granger. وجاءت نتائج الدراسة في صالح تحقق نظرية تعــادل القوة الشرائية كعلاقة توازن طويل الاجل (Johnson, 1990).
- دراسة Hakkio (1992)، استخدمت بيانات عن ســعر صــرف الــدولار فــي مواجهة أربع عملات رئيسية هي: الين الياباني، والمــارك الالمــاني، والجنيــه الاسترليني، والدولار الكندي خلال الفترة من ١٩٠٠ الى ١٩٨٩ لتقدير احتمالات اتجاه سعر الصرف الفعلي للدولار في مواجهة العملات السابقة الى سعر صرف الدولار وفقا لتعادل القوة الشرائية. وقد وجدت الدراسة أن احتمال أن يتجه سعر الصرف الفعلي الى سعر الصرف وفقا لتعادل القوة الشرائية خلال فتــرة قادمــة تتراوح بين سنة الى ٦ سنوات يقدر مــا بــين ٥٤% الــى ٧٩%، وأن الوقــت المطلوب لالغاء الاختلافات بين سعر الصرف الفعلى وسعر الصرف وفقا لتعادل القوة الشرائية يقدر بثلاث سنوات في المتوسط فــي حالــة الجنيــة الاســترليني وبحوالي ٦ سنوات في حالة العملات الاخرى. كذلك باستخدام بيانات شهرية عن الفترة (١٩٧٩- ١٩٩١) وجدت الدراسة أن سعر الصرف وفقــا لتعــادل القــوة الشرائية لا يعد مؤشرا جيدا لسعر صرف الدولار في الفترة القصيرة، (Hakkio, 1992).
- دراسة Bhatti (1996) قامت باختبار مدى تحقق نظرية تعادل القوة الشــرائية في حالة سعر الصرف للعملة الباكستانية في مقابل عملات ٨ دول صناعية هي: النمسا، بريطانيا، كندا، المانيا، اليابان، هولانــدا، الســويد، الولايــات المتحــدة. واستخدمت الدراسة بيانات ربع سنوية خلال الفترة (١٩٨٤-١٩٩٤)، واعتمــدت

الدراسة على تحليل التكامل المشترك مدخل Johansen ، بالاضافة الى اختبار درجة سكون سعر الصرف الحقيقي باستخدام اختبارات جذر الوحدة. وتوصلت الدراسة الى تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية في كل الحالات ماعدا بريطانيا (Bhatti, 1996).

- دراسة Crownover & Pippenger & Steigerwald (1996) سعت الى اختبار مدى تحقق تعادل القوة الشرائية باستخدام بيانات سنوية للفترة من ١٩٢٧ الى ١٩٩٢ لست دول هي: كندا، وفرنسا، وألمانيا، وايطاليا، والمملكة المتحدة، والولايات المتحدة الامريكية. وقد تم تقسيم الدول الى مجموعات ثنائية بحيث تم أخذ سعر صرف كل دولة في مواجهة الدول الاخرى، وبالتالي أصبحت العينة مكونة من ١٥ مجموعة. وقد وجدت الدراسة أنه في ٨ مجموعات من الـ ١٥ مجموعة لا يمكن رفض تعادل القوة الشرائية وفقا للمدخل النسبي، ومن بين ٤ مجموعات من تلك المجموعات الثمانية لا يمكن رفض تعادل القوة الشرائية وفقا للمدخل المطلق. وبالتالي خلصت الدراسة الى نتيجة مؤداها أن تعادل القوة الشرائية يتحقق، بمعنى أن الانحرافات عن تعادل القوة الشرائية لا تستمر للأبد (Crownover, Pippenger and Steigerwald, 1996).
- دراسة Kohli (2002) ، اعتمدت الدراسة على بيانات شهرية للهند خلال الفترة من يناير ١٩٩٣ الى مارس ٢٠٠١، فترة تعويم العملة الهندية، واستخدمت الدراسة أسلوبين لاختبار مدى تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية هما: تطبيق اختبارات جذر الوحدة لاختبار السكون في سعر الصرف الحقيقي، وتطبيق اختبار نسبة التباين variance ratio واختبارات التكامل المشترك مدخل Johansen & Juselius. وكانت نتائج اختبارات جذر الوحدة تؤيد سكون سعر الصرف الحقيقي في حالة حسابه باستخدام الرقم القياسي لاسعار المستهلك والنسبة بين الرقم القياسي لأسعار الجملة والرقم القياسي لأسعار المستهلك WPI/CPI، في حين أن نتائج اختبارات التكامل المشترك لم تؤيد وجود علاقة توازن في الأجل الطويل (Kohli, 2002).

- دراسة Calderón & Duncan (2003)، حيث استخدم الباحثان بيانات سنوية عن سعر الصرف الثنائي للعملة الشيلية Chilean peso في مواجهة الدولار الامريكي وسعر الصرف المتعدد في مواجهة متوسط مرجح للدولار الأمريكي والجنيه الاسترليني، ورقم قياسي خاص للأسعار في الاقتصاد الشيلي والأرقام القياسية لأسعار الجملة في الاقتصاد الامريكي والبريطاني خلال الفترة (١٨١٠-٢٠٠٢)، وقاما باختبار مدى تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية من خلال تطبيق اختبارات جذر الوحدة على سعر الصرف الحقيقي، وكانت النتائج في صالح تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية. واعتمدت الدراسة أيضا على اختبارات التكامل المشترك مدخل Engle-Granger test, وJohansen test لاختبار مدى وجود علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الاسمى والأسعار المحلية والاجنبية، وأسفرت النتائج عن احتمال وجود علاقة طويلة الاجل بين السلاسل الزمنية للمتغيرات مما يؤيد تحقق فرضية تعادل القوة الشرائية (Calderón& Duncan, 2003).
- دراسة Kim, Chen and Tsurumi (2003) اعتمدت على بيانات شهرية عن تايلاند وكوريا خلال الفترة (١٩٧٣- ١٩٩٧). وقامت الدراسة باختبار نظرية تعادل القوة الشرائية باستخدام النموذج التالي: [$\text{Log } E_t = \alpha_1 + \beta (\log P_t - \log P^*_t) + u_t$] بالتطبيق على أسعار الصرف Baht/US$ و Won/US$ ، واستخدام الرقم القياسي لأسعار الجملة WPI والرقم القياسى لأسعار المستهلك CPI كمقاييس لمتغير الأسعار. وقد خلصت الدراسة الى أن نظرية تعادل القوة الشرائية تتحقق اذا تم الاخذ في الاعتبار أن تلك العملات (Baht, Won) تدار لتبقى داخل حدود bounds ، حد أعلى وحد أدنى. (Kim, Chen and Tsurumi, 2003).
- دراسة Alba& Papell (2005) سعت الى بحث دور خصائص الدول في مدى تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية من عدمه باستخدام بيانات سلسلة قطاعية panel data عن أسعار الصرف الحقيقية للدولار في مواجهة عملات ٨٤ دولة.

استخدمت الدراسة بيانات شهرية عن سعر الصرف الاسمى والرقم القياسي لأسعار المستهلك لفترة ما بعد ١٩٧٣، وقامت بحساب سعر الصرف الحقيقي، ثم قامت باختبار سكون سعر الصرف الحقيقي باستخدام اختبار جذر الوحدة ADF واختبارات جذر الوحدة لبيانات السلسلة القطاعية panel data مثل: Levin, Lin and Chu (LLC) test ، و Im, Pesaran and Shin (IPS) . وقد وجدت الدراسة أن نظرية تعادل القوة الشرائية تتحقق في مجموعة الدول الأكثر حرية للتجارة، والأقرب مسافة الى الولايات المتحدة، والأقل في معدلات التضخم، والتي تتميز بتقلبات معتدلة في سعر الصرف، والاقرب في معدلات النمو الاقتصادي من الولايات المتحدة. كذلك وجدت الدراسة أن نظرية تعادل القوة الشرائية تتحقق في حالة السلسلة القطاعية panel data الخاصة بالدول الاوربية , و السلسلة الخاصة بدول أمريكا اللاتينية، ولكن لا تتحقق في السلسلة الخاصة بالدول الأفريقية، وتلك الخاصة بدول آسيا (Alba& Papell, 2005).

- دراسة Loh (2008) استخدمت بيانات ربع سنوية خلال الفترة (الربع الاول ١٩٥٧ – الربع الثاني ٢٠٠٧) عن الولايات المتحدة واستراليا، وحاولت الدراسة اختبار مدى تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية في حالة الولايات المتحدة واستراليا وفقا للمدخل المطلق والمدخل النسبي. ووجدت الدراسة دليلا في صالح تعادل القوة الشرائية وفقا للمدخل النسبي، بينما لا يوجد ما يؤكد تحقق تعادل القوة الشرائية وفقا للمدخل المطلق (Loh, 2008).
- دراسة Acaravci, & Ozturk (2010) حاولت اختبار مدى انطباق نظرية تعادل القوة الشرائية في ثمانية من دول التحول الاقتصادي هى: بلغاريا، كروتيا، جمهورية تشيك، هنغاريا، ماجدونيا، بولاند، رومانيا، جمهورية سلوفاك، باستخدام بيانات شهرية عن الفترة (١٩٩٢ –٢٠٠٩). واعتمدت الدراسة على اختبارات جذر الوحدة لاختبار سكون أو عدم سكون سعر الصرف الحقيقي، واستخدمت الدراسة أربعة اختبارات لجذر الوحدة وهي: ADF, KPSS, LS1, and LS2. وبينما تشير نتائج ADF and KPSS الى عدم تحقق نظرية تعادل

القوة الشرائية في أي من الدول الثمانية، تشير نتائج اختبارات LS1 ، و LS2 – والتي تأخذ في الاعتبار وجود التغيرات الهيكلية structural breaks – الى تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية في دولتين فقط هما: بلغاريا ورومانيا (Acaravci, & Ozturk, 2010).

- دراسة Voinea (2013) حاولت اختبار مدى تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية على سعر صرف أربع عملات في مواجهة الدولار الامريكي، تلك العملات هي: اليورو، والجنيه الاسترليني، والدولار الكندي، والين الياباني. واستخدمت الدراسة بيانات شهرية عن الفترة من يناير ١٩٨٠ الى مارس ٢٠١٣. واعتمدت الدراسة على أسلوبين لاختبار مدى تحقق الـ PPP، الاول تطبيق اختبار ADF لاختبار سكون سلسلة سعر الصرف الحقيقي، والثاني اختبار التكامل المشترك مدخل Engle-Granger. وقام الباحث باجراء الاختبارات السابقة للعينة بالكامل (يناير ١٩٨٠- مارس ٢٠١٣)، والفترة قبل الازمة المالية (يناير ١٩٨٠- أغسطس ٢٠٠٨)، وفترة الأزمة المالية (سبتمبر ٢٠٠٨- مارس ٢٠١٣). وخلصت الدراسة الى أن نتائج اختبار ADF تؤيد تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية في فترة الأزمة المالية فقط لكل من الجنيه الاسترليني والين الياباني واليورو. وأسفرت نتائج اختبار التكامل المشترك عن عدم وجود علاقة طويلة الاجل بين سعر الصرف الاسمي والاسعار المحلية والأسعار الأجنبية باستثناء في حالة اليورو في وقت الازمة (Voinea, 2013).

٦- النموذج وطريقة التقدير

وفقا لنظرية تعادل القوة الشرائية يتحدد سعر الصرف بين عملتي دولتين بالنسبة بين المستوى العام للأسعار في الدولتين، وتأخذ الصيغة العامة للعلاقة الأساسية بين سعر الصرف الاسمي والأسعار النسبية الشكل التالي

:(Kim, Chen and Tsurumi, 2003,P. 3)

$$S_t = \alpha \, (P_t / P^*_t)^{\beta} \qquad (8)$$

حيث تمثل S_t سعر الصرف الاسمي بين عملتين مقاس بعدد وحدات العملة المحلية اللازمة لشراء وحدة واحدة من العملة الاجنبية، و P_t الرقم القياسي للأسعار المحلية، و P^*_t الرقم القياسى للأسعار في الدولة الأجنبية. اذا كانت $\beta = ١$ فان هذا يعني أن سعر الصرف الاسمي يتغير طرديا مع تغير الاسعار النسبية، والذي يؤيد تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية.

وسوف تعتمد الدراسة الحالية على أسلوبين لبحث العلاقة بين سعر الصرف والاسعار وفقا لنظرية تعادل القوة الشرائية في الواقع العملي، يعتمد **الأسلوب الأول** على اختبار درجة السكون في لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي باستخدام اختبارات جذر الوحدة . بأخذ اللوغاريتم للمعادلة رقم ٨، ونضع $\beta = ١$، ونحول المعادلة الى سعر الصرف الحقيقي كالتالي:

$$Lrex_t = Lex_t - LP_t + LP_us_t \qquad (9)$$

$$Lrex_t = \alpha_1$$

حيث $Lrex_t$ لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي، Lex_t لوغاريتم سعر الصرف الاسمى مقاسا بعدد وحدات العملة المحلية (الجنيه المصري) لكل وحدة من العملة الاجنبية (الدولار الامريكي)، LP_t لوغاريتم الرقم القياسي لأسعار المستهلك لمصر، LP_us_t لوغاريتم الرقم القياسي لأسعار المستهلك للولايات المتحدة الامريكية.

تتضمن معادلة رقم (٩) أنه اذا تحققت نظرية تعادل القوة الشرائية في الأجل الطويل فان سعر الصرف الحقيقي يجب أن يتميز بالسكون a stationary process. وبالتالي نختبر تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية من خلال اختبار اذا كانت $Lrex_t$ ساكنة أم لا. فاذا كانت $Lrex_t$ غير ساكنة nonstationary فان نظرية تعادل القوة الشرائية تكون غير متحققة. وهذا هو المدخل الاكثر قبولا واستخداما لاختبار مدى تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية في الواقع.

ويعد اختبار مدى استقرار أو عدم استقرار سعر الصرف الحقيقي مهما لعدة أسباب أهمها: ١- تساعد درجة الـ persistence في سعر الصرف الحقيقي في استنباط الأسباب وراء تحركات سعر الصرف الحقيقي ، فاذا كان سعر الصرف الحقيقي highly

persistence أي قريب من الـ random walk فان الصدمات التى سببت تحركات سعر الصرف الحقيقي تكون صدمات حقيقية مثل التقدم التكنولوجي، أما اذا كان سعر الصرف الحقيقي little persistence فان الصدمات وراء تحركات سعر الصرف الحقيقي تكون صدمات جانب الطلب مثل السياسة النقدية، ٢- عدم استقرار سعر الصرف الحقيقي يعني أن تعادل القوة الشرائية لا تصلح لتحقيق التعادل الدولي طويل الاجل، ٣- غالبا تستخدم تقديرات سعر الصرف وفقا لتعادل القوة الشرائية في بعض التطبيقات العملية مثل تحديد مدى الانحراف في سعر الصرف الاسمي ووضع تعادلات سعر الصرف، ومقارنة مستوى الدخول بين الدول والتي سوف تتأثر اذا كان سعر الصرف الحقيقي به جذر الوحدة (Sarno and Taylor, 2002, Pp. 88-89).

ويعتمد **الاسلوب الثاني** على اختبارات التكامل المشترك Cointrgration بين لوغاريتم سعر الصرف الاسمي Lex ولوغاريتم الاسعار النسبية (LP-LP_us). حيث أن تحليل التكامل المشترك يختص بدراسة علاقات التوازن طويل الأجل بين السلاسل الزمنية غير الساكنة، وبالتالي فانه يصلح لتحليل العلاقة بين سعر الصرف والأسعار لأن السلاسل الزمنية لسعر الصرف والأسعار غالبا تكون غير ساكنة وأن تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية يتضمن علاقة توازنية طويلة الأجل بينهم. يوجد أكثر من مدخل لتحليل التكامل المشترك وصياغة نموذج تصحيح الخطأ المناظر له من أشهرها مدخل Engle – Granger (1987) ، ومدخل(1988) Johansen test، لكن كلا المدخلين يتطلب أن تكون المتغيرات متكاملة من نفس الرتبة (1) I. وقد قدم Pesaran (2001) وآخرون مدخلا بديلا لتحليل التكامل المشترك وصياغة نموذج تصحيح الخطأ يستخدم في حالة اذا كان بعض المتغيرات ساكن أي تتبع (0) I والبعض الأخر غير ساكن وتتبع (1) I وهذا ما يعرف باختبار الحدود ARDL-bound testing approach. فبأخذ لوغاريتم المعادلة رقم (٨) ووضع العلاقة بين سعر الصرف والأسعار النسبية على الشكل التالي:

$$Lex = \theta_0 + \theta_1 (LP-LP_us)_t + u_t \qquad (10)$$

تكون معادلة الاختبار وفقا لمدخل اختبار الحدود على الشكل التالي:

$$d(lex)_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i\, d(Lex)_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \beta_j\, d(LP- LP_us)_{t-j}$$

$$+ \delta_1\, Lex_{t-1} + \delta_2\, (Lp_{t-1} - Lp_us)_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (11)$$

حيث تشير d الى الفروق من الدرجة الاولى، و m عدد الفجوات الزمنية للمتغير التابع، و q عدد الفجوات الزمنية للمتغير المستقل. ولاختبار وجود التكامل المشترك Cointegration أو وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات يقترح Pesaran استخدام *F* –test لاختبار فرض العدم H_0: $\delta_1 = \delta_2 = 0$ مقابل الفرض البديل H_1: $\delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$. ويرفض فرض العدم اذا كانت قيمة احصائية F المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الحرجة لـــ F (الحد الاعلى للقيمة الحرجة يقابل افتراض أن كل المتغيرات تتبع I(1) ، والحد الادنى للقيمة الحرجة يقابل افتراض أن كل المتغيرات تتبع I(0)). ويعنى رفض فرض العدم وجود علاقة طويلة الاجل بين لوغاريتم سعر الصرف الاسمى ولوغاريتم الأسعار النسبية (Pesaran, Shin and Smith, 2001).

٧- البيانات

تستخدم الدراسة بيانات شهرية عن سعر الصرف الاسمى مقاسا بعـــدد وحـــدات العملة المحلية (الجنيه المصري) لكل وحدة من العملة الأجنبيـــة (الـــدولار الأمريكـــي)، والرقم القياسى لاسعار المستهلك في مصر، والرقم القياسى لأسعار المستهلك في الولايات المتحدة الامريكية خلال الفترة من يوليو ١٩٨٩ الى مارس ٢٠١٤. تلك البيانات متاحـــة من خلال موقع صندوق النقد الدولى

http://elibrary-data.imf.org/DataExplorer.aspx ،

ويوضح **جدول رقم م**(١) بالملحق الاحصائي تلك البيانات.

٨- نتائج التقدير

٨-١: نتائج تطبيق اختبارات جذر الوحدة على سعر الصرف الحقيقي: يوضح **جدول رقم (١)** نتائج تطبيق اختبارات جذر الوحدة على سلسلة لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي (معادلة رقم ٩). وتفيد نتائج اختبارات ADF ، و Phillips-Perron test ، و ERS

Point- Optimal Test – سواء في حالة وجود حد ثابت فقط أو وجود حد ثابت واتجاه زمني خطي- برفض فرض العدم القائل بوجود جذر الوحدة في سلسلة لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي LREX، أى أن سلسلة لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي تتمتع بالسكون، وهذا يدعم وجود أو تحقق نظرية تعادل القوى الشرائية. أي أن التغيرات في الاسعار النسبية يقابلها تغيرات في سعر الصرف الاسمي مما يؤدي الى أن سعر الصرف الحقيقي يتجه الى متوسطه في الاجل الطويل. كذلك توضح نتائج اختبار KPSS قبول فرض العدم بأن لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي ساكن عند مستوى معنوية ١%، سواء في حالة وجود حد ثابت فقط أو وجود حد ثابت واتجاه زمني خطى، أى أن نظرية تعادل القوة الشرائية تتحقق في الواقع العملي. غير أن اختبار DF-GLS أعطى نتائج مخالفة حيث تم قبول فرض العدم بوجود جذر الوحدة في سلسلة لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي وذلك عند مستوى معنوية ١%.

٨-٢: نتائج اختبار التكامل المشترك: وفقا لتحليل التكامل المشترك يتم **أولا** اجراء اختبارات جذر الوحدة على المتغيرات المختلفة لمعرفة درجة تكامل المتغيرات الداخلة في التحليل وهى: لوغاريتم سعر الصرف الاسمي Lex ، ولوغاريتم الرقم القياسي لاسعار المستهلك في مصر LP، ولوغاريتم الرقم القياسي لاسعار المستهلك في الولايات المتحدة LP_us ، ولوغاريتم الاسعار النسبية pp (pp=Lp-Lp_us)، وقد كانت النتائج كما هو موضح في **الجدول رقم (٢)**. بالنسبة لسلسلة لوغاريتم سعر الصرف الاسمي تشير النتائج الى أنها تتبع (0) /، أما لوغاريتم الارقام القياسية للأسعار فيتبع (1) /. وبالتالي لا يصلح هنا استخدام مدخل Engle – Granger أو Johansen test لاختبار التكامل المشترك لأن كلا المدخلين – كما أشرنا سابقا- يتطلب أن تكون المتغيرات متكاملة من نفس الرتبة (1)/. لذلك تم استخدام اختبار الحدود ARDL- bound test لاختبار مدى وجود علاقة طويلة الاجل بين سعر الصرف والاسعار النسبية.

وتتمثل الخطوة **الثانية** في تحليل التكامل المشترك في تحديد الفجوات الزمنية التى تدخل في المعادلة رقم (١١)، وقد تم ذلك بالاعتماد على معيار Akaike information criterion (AIC)، وكان النموذج المختار وفقا لهذا المعيار هو **ARDL (8, 7)**، أى m= ٨، q = ٧ ، كما هو موضح في جدول **رقم م(٢) و شكل رقم م(١)** بالملحق الاحصائي. والخطوة **الثالثة** هي تقدير معادلة رقم (١١)، واجراء اختبار

الحدود، ويوضح جدول رقم (٣) نتائج الاختبار. وكما يتضح من النتائج في الجدول، نجد أن قيمة احصائية F المحسوبة تعادل ١٠,٤ تقريبا ، وهي أكبر من الحد الاعلى لقيمة F الجدولية والتى تعادل ٧,٨٤ عند ١% ، وبالتالي نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل والذى يقول بوجود علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الاسمى والأسعار النسبية.

جدول (١)

نتائج تطبيق اختبارات جذر الوحدة على لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي

الاختبار	احصائية الاختبار test statistic	
	Constant	Constant & Trend
ADF Test H_0 : LREX has a unit root	-3.21^{**} (0.02)	-3.38^{***} (0.056)
Phillips–Perron Test H_0 : LREX has a unit root	-4.36^{*} (0.00)	-4.39^{*} (0.003)
ERS Point– Optimal Test H_0 : LREX has a unit root	31.98^{*}	45.42^{*}
KPSS unit root Test H_0: LREX is stationary	0.211	0.211
DF–GLS unit root test H_0 : LREX has a unit root	−0.52	−0.99

- تشير *، **، ***، الى مستوى معنوية ١% ، ٥% ، ١٠% على التوالي.
- القيم الحرجة لاختبار KPSS : في حالة الحد الثابت ٠,٧٣٩ عند مستوى معنوية ١%، ٠,٤٦٣ عند ٥%، ٠,٣٤٧ عند ١٠%؛ في حالة وجود حد ثابت و اتجاه بالمعادلة ٠,٢١٦ عند ١%، ٠,١٤٦ عند ٥%، ٠,١١٩ عند ١٠% ترجع الى: Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (1992, Table 1) .
- القيم الحرجة لاختبار DF–GLS : في حالة الحد الثابت فقط – ٢,٥٧٣ عند ١%، –١,٩٤٢ عند ٥% ، –١,٦١٦ عند ١٠% MacKinnon (1996)، في حالة حد ثابت واتجاه –٣,٤٦٩ عند ١%، –٢,٩١٢ عند ٥%، – ٢,٦٠٩ عند ١٠%، Elliott–Rothenberg–Stock (1996, Table 1) .
- القيم الحرجة لاختبار ERS Point– Optimal : في حالة حد ثابت ١,٩٤٩ عند ١%، ٣,٢١٤ عند ٥%، ٤,٤٠٣ عند ١٠%، في حالة حد ثابت واتجاه ٤,٠٠٦ عند ١%، ٥,٦٤١ عند ٥%، ٦,٨٧٥ عند ١٠% Elliott–Rothenberg–Stock (1996, Table 1).

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام Eviews.9، القيم بين الاقواس تمثل الـــ p–value.

وتتمثل الخطوة **الرابعة** والأخيرة في تقدير نموذج تصحيح الخطأ والعلاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف والاسعار النسبية وهذا ما يوضحه **جدول رقم (٤)**. ويتضح من النتائج أن معلمة معامل تصحيح الخطأ ECT(–1) سالبة ومعنوية عند ١%، مما يؤيد نتائج اختبار الحدود بوجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف والأسعار النسبية في حالة مصر والولايات المتحدة. فضلا عن ذلك نجد أن قيمة معامل تصحيح الخطأ تعادل ٠,٠٥ مما يفيد بأن ٥% من الانحراف عن تعادل القوة الشرائية يتم اسقاطها شهريا، أى أنه في حالة الانحراف عن تعادل القوة الشرائية يحتاج سعر الصرف حوالى ٢٠ شهرا للعودة الى القيمة التوازنية وفقا لنظرية تعادل القوة الشرائية. وهذه تعد فترة قصيرة نسبيا للتعديل مقارنة بنتائج الدراسات السابقة.

جدول رقم (٢)

نتائج اختبارات جذر الوحدة على سعر الصرف الاسمى والاسعار المحلية والاجنبية

الاختبار	المتغير				الفروق من الدرجة الاولى			
	Lex	Lp	Lp_us	Pp	D(Lex)	D(Lp)	D(Lp_us)	D(pp)
ADF Test:								
constant	− 3.34	−1.06	−1.81	−0.012	−4.70	−9.66	−11.09	−9.12
	(0.014)	(0.73)	(0.37)	(0.96)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Constant &Trend	−4.59	−1.99	−3.80	−1.00	−4.85	−9.68	−11.22	−9.09
	(0.001)	(0.60)	(0.02)	0.94	(0.001)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
PP Test:								
constant	−5.49	−1.39	−2.37	−0.95	−19.41	−13.18	−9.39	−13.41
	(0.00)	(0.59)	(0.15)	(0.77)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Constant & Trend	−6.25	−2.26	−3.13	−1.71	−19.55	−13.21	−9.33	−13.40
	(0.00)	(0.46)	(0.102)	(0.74)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9، القيم بين الاقواس تمثل الـــ p–value.

جدول رقم (٣)

نتائج اختبار الحدود

ARDL Bounds Test		
Sample: 1990M03 2014M03		
Included observations: 289		
Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	**Value**	**k**
F-statistic	10.38701	1
Critical Value Bounds		
Significance	**I0 Bound**	**I1 Bound**
10%	4.04	4.78
5%	4.94	5.73
2.5%	5.77	6.68
1%	6.84	7.84

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9، ولتفاصيل أكثر عن معادلة الاختبار راجع **جدول رقم م(٤)** بالملحق الاحصائي.

جدول رقم (٤)

نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ والعلاقة طويلة الأجل

ARDL Cointegrating And Long Run Form

Dependent Variable: LEX

Selected Model: ARDL(8, 7)

Sample: 1989M07 2014M03

Included observations: 289

Cointegrating Form				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
D(LEX(-1))	0.033899	0.053712	0.631125	0.5285
D(LEX(-2))	-0.037300	0.053797	-0.693350	0.4887
D(LEX(-3))	0.015411	0.053686	0.287050	0.7743
D(LEX(-4))	-0.014755	0.053835	-0.274074	0.7842
D(LEX(-5))	-0.020270	0.053618	-0.378054	0.7057
D(LEX(-6))	-0.005590	0.053054	-0.105360	0.9162
D(LEX(-7))	0.277012	0.048804	5.675984	0.0000
D(PP)	0.595191	0.266779	2.231024	0.0265
D(PP(-1))	-1.364232	0.392948	-3.471787	0.0006
D(PP(-2))	0.527457	0.398084	1.324991	0.1863
D(PP(-3))	0.264216	0.395477	0.668095	0.5046
D(PP(-4))	0.417814	0.396977	1.052490	0.2935
D(PP(-5))	0.479057	0.394546	1.214199	0.2257
D(PP(-6))	-0.963051	0.241716	-3.984231	0.0001
C	0.093978	0.022365	4.202017	0.0000
ECT(-1)	**-0.050200**	**0.011965**	**-4.195732**	**0.0000**
Cointeq = LEX - (0.5495*PP)				
Long Run Coefficients				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
PP	0.549547	0.158872	3.459047	0.0006

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9 .

كذلك توضح نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الاسمى والأسعار النسبية وجود علاقة طردية ومعنوية عند ١% بين سعر الصرف الاسمى والأسعار النسبية، وأن مرونة سعر الصرف الاسمى بالنسبة للأسعار النسبية تعادل ٠,٥٥ تقريبا. أى أن زيادة الأسعار النسبية بنسبة ١٠% من المتوقع أن تؤدي الى زيادة سعر الصرف الاسمى بـــ ٥,٥ % في الاجل الطويل.

٩- الخلاصة

استخدمت الدراسة بيانات شهرية عن سعر الصرف الاســمى والــرقم القياســى لاسعار المستهلك عن مصر والولايات المتحدة خلال الفترة من يوليو ١٩٨٩الى مــارس ٢٠١٤، وذلك لبحث العلاقة بين التغيرات في سعر صرف الجنيه المصرى مقابل الدولار الأمريكى والتغيرات في الأسعار داخل البلدين وفقا لنظرية تعادل القوة الشــرائية. وقــد اعتمدت الدراسة في التحليل على أسلوبين، يتمثل **الأسلوب الاول** في تطبيــق اختبــارات جذر الوحدة على سلسلة لوغاريتم سعر الصرف الحقيقى، وكانت نتائج الاختبــارات فــي معظمها في صالح تحقق فرضية تعادل القوة الشرائية، أى أن التغيرات في سعر الصرف الاسمى تتناسب طرديا مع التغيرات في الأسعار النسبية مما ينتج عنــه اســتقرار ســعر الصرف الحقيقي عند متوسطه في الأجل الطويل. ويتمثل **الأسلوب الثاني** فــي تطبيــق اختبارات التكامل المشترك مدخل اختبار الحدود لاختبار مدى وجود علاقة طويلة الأجــل بين سعر الصرف الاسمى والأسعار النسبية. وقد أسفرت نتائج الاختبار عن وجود علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الاسمى والأسعار النسبية، مما يشير الى تحقــق تعــادل القوة الشرائية في الأجل الطويل.

والخلاصة أن نتائج اختبارات جذر الوحدة واختبارات التكامل المشترك تشير الى تحقق نظرية تعادل القوة الشرائية في حالة مصــر والولايــات المتحــدة خــلال الفتــرة (١٩٨٩- ٢٠١٤)، وبالتالي يمكن استخدام التغير في الأسعار النسبية كأساس للتنبؤ بسعر الصرف الاسمي، وهذه النتائج تتفق مع العديد من الدراسات السابقة.

الملحق الاحصائي

جدول رقم م(١)

المشاهدات	EX	P	P_US
1989:07	0.7	16.017	57.05
1989:08	1.1	16.284	57.141
1989:09	1.1	16.68	57.325
1989:10	1.1	17.857	57.6
1989:11	1.1	18.574	57.738
1989:12	1.1	18.542	57.829
1990:01	1.1	18.167	58.425
1990:02	1.1	18.114	58.701
1990:03	1.1	18.242	59.022
1990:04	1.1	18.585	59.113
1990:05	1.1	19.259	59.251
1990:06	1.1	19.013	59.572
1990:07	2	19.483	59.801
1990:08	2	19.548	60.352
1990:09	2	19.676	60.856
1990:10	2	19.826	61.223
1990:11	2	19.975	61.361
1990:12	2	19.879	61.361
1991:01	2	20.157	61.727
1991:02	3.062	20.821	61.819
1991:03	3.134	20.992	61.911
1991:04	3.172	21.687	62.003
1991:05	3.222	22.073	62.186
1991:06	3.268	22.95	62.369
1991:07	3.281	23.635	62.461
1991:08	3.286	23.528	62.645
1991:09	3.291	24.598	62.92
1991:10	3.291	24.961	63.011
1991:11	3.32	24.897	63.195
1991:12	3.33	25.004	63.241
1992:01	3.325	25.421	63.333
1992:02	3.318	25.261	63.562

63.883	25.4	3.319	1992:03
63.975	25.657	3.321	1992:04
64.066	25.753	3.321	1992:05
64.296	25.186	3.322	1992:06
64.433	25.881	3.322	1992:07
64.617	25.785	3.321	1992:08
64.8	26.652	3.318	1992:09
65.029	27.133	3.318	1992:10
65.121	27.208	3.326	1992:11
65.075	27.326	3.33	1992:12
65.396	28.075	3.339	1993:01
65.625	28.406	3.341	1993:02
65.855	28.653	3.342	1993:03
66.038	29.027	3.342	1993:04
66.13	29.252	3.345	1993:05
66.222	28.952	3.347	1993:06
66.222	28.974	3.356	1993:07
66.405	29.402	3.358	1993:08
66.543	29.648	3.359	1993:09
66.818	29.862	3.364	1993:10
66.864	30.225	3.367	1993:11
66.864	29.99	3.37	1993:12
67.047	30.14	3.375	1994:01
67.276	30.493	3.376	1994:02
67.506	30.771	3.38	1994:03
67.597	31.028	3.384	1994:04
67.643	31.081	3.386	1994:05
67.873	30.803	3.387	1994:06
68.056	31.21	3.389	1994:07
68.331	31.509	3.386	1994:08
68.515	32.076	3.385	1994:09
68.561	32.686	3.388	1994:10
68.652	33.671	3.394	1994:11
68.652	33.574	3.392	1994:12
68.927	35.511	3.391	1995:01
69.203	35.949	3.392	1995:02

69.432	35.992	3.389	1995:03
69.661	36.014	3.392	1995:04
69.799	36.163	3.396	1995:05
69.936	36.142	3.395	1995:06
69.936	36.185	3.394	1995:07
70.12	36.784	3.392	1995:08
70.257	36.891	3.392	1995:09
70.487	37.244	3.392	1995:10
70.441	37.79	3.391	1995:11
70.395	37.982	3.391	1995:12
70.808	38.036	3.39	1996:01
71.037	38.228	3.39	1996:02
71.404	38.389	3.391	1996:03
71.679	38.688	3.394	1996:04
71.817	39.074	3.393	1996:05
71.862	39.138	3.393	1996:06
72	39.534	3.393	1996:07
72.138	39.577	3.39	1996:08
72.367	39.758	3.394	1996:09
72.596	39.833	3.393	1996:10
72.734	39.951	3.389	1996:11
72.734	40.037	3.388	1996:12
72.963	40.197	3.389	1997:01
73.192	40.293	3.389	1997:02
73.376	40.518	3.389	1997:03
73.468	40.764	3.389	1997:04
73.422	40.978	3.389	1997:05
73.513	40.999	3.389	1997:06
73.605	40.963	3.389	1997:07
73.743	41.074	3.389	1997:08
73.926	41.223	3.389	1997:09
74.11	41.409	3.388	1997:10
74.064	41.521	3.388	1997:11
73.972	41.632	3.388	1997:12
74.11	41.707	3.388	1998:01
74.247	41.818	3.388	1998:02

74.385	41.893	3.388	1998:03
74.522	42.228	3.388	1998:04
74.66	42.562	3.388	1998:05
74.752	42.674	3.388	1998:06
74.843	42.711	3.388	1998:07
74.935	42.86	3.388	1998:08
75.027	43.158	3.388	1998:09
75.21	43.232	3.388	1998:10
75.21	43.083	3.388	1998:11
75.164	43.121	3.388	1998:12
75.348	43.307	3.388	1999:01
75.44	43.381	3.388	1999:02
75.669	43.493	3.394	1999:03
76.219	43.604	3.396	1999:04
76.219	43.753	3.396	1999:05
76.219	43.902	3.396	1999:06
76.448	43.939	3.396	1999:07
76.632	44.088	3.396	1999:08
76.999	44.199	3.396	1999:09
77.136	44.237	3.396	1999:10
77.182	44.385	3.398	1999:11
77.182	44.497	3.403	1999:12
77.411	44.571	3.405	2000:01
77.87	44.683	3.407	2000:02
78.512	44.795	3.411	2000:03
78.558	44.869	3.413	2000:04
78.65	44.981	3.419	2000:05
79.062	45.018	3.438	2000:06
79.246	45.167	3.452	2000:07
79.246	45.241	3.465	2000:08
79.659	45.316	3.484	2000:09
79.796	45.353	3.528	2000:10
79.842	45.427	3.552	2000:11
79.796	45.502	3.69	2000:12
80.301	45.725	3.7	2001:01
80.622	45.725	3.84	2001:02

80.805	45.762	3.84	2001:03
81.126	45.911	3.84	2001:04
81.493	45.948	3.841	2001:05
81.631	46.022	3.85	2001:06
81.401	46.171	3.85	2001:07
81.401	46.209	4.14	2001:08
81.768	46.283	4.14	2001:09
81.493	46.395	4.14	2001:10
81.355	46.432	4.14	2001:11
81.034	46.618	4.355	2001:12
81.218	46.841	4.496	2002:01
81.539	46.915	4.5	2002:02
81.997	47.027	4.5	2002:03
82.456	47.027	4.5	2002:04
82.456	47.213	4.5	2002:05
82.502	47.287	4.5	2002:06
82.594	47.362	4.5	2002:07
82.869	47.436	4.5	2002:08
83.006	47.66	4.5	2002:09
83.144	47.697	4.5	2002:10
83.144	47.883	4.5	2002:11
82.961	47.994	4.5	2002:12
83.327	48.218	4.559	2003:01
83.969	48.366	5.464	2003:02
84.474	48.701	5.651	2003:03
84.29	48.887	5.82	2003:04
84.153	49.073	5.938	2003:05
84.245	49.185	5.987	2003:06
84.336	49.445	6.094	2003:07
84.657	49.744	6.141	2003:08
84.933	50.085	6.14	2003:09
84.841	50.426	6.136	2003:10
84.611	50.767	6.135	2003:11
84.52	51.065	6.148	2003:12
84.933	52.045	6.157	2004:01
85.391	53.111	6.167	2004:02

85.941	54.006	6.177	2004:03
86.217	54.859	6.182	2004:04
86.721	54.901	6.19	2004:05
86.996	54.944	6.194	2004:06
86.859	55.37	6.197	2004:07
86.904	55.285	6.207	2004:08
87.088	56.052	6.218	2004:09
87.547	56.777	6.232	2004:10
87.592	56.692	6.226	2004:11
87.271	56.862	6.208	2004:12
87.455	56.99	5.873	2005:01
87.959	56.777	5.794	2005:02
88.647	57.075	5.79	2005:03
89.243	57.459	5.787	2005:04
89.152	57.672	5.787	2005:05
89.197	57.544	5.787	2005:06
89.61	57.757	5.77	2005:07
90.069	57.885	5.762	2005:08
91.169	58.141	5.757	2005:09
91.353	58.525	5.751	2005:10
90.619	58.61	5.752	2005:11
90.252	58.652	5.738	2005:12
90.94	58.951	5.728	2006:01
91.124	59.036	5.726	2006:02
91.628	59.164	5.731	2006:03
92.408	59.974	5.74	2006:04
92.866	60.784	5.755	2006:05
93.05	61.721	5.753	2006:06
93.325	62.617	5.741	2006:07
93.508	63.043	5.737	2006:08
93.05	63.682	5.733	2006:09
92.545	65.43	5.73	2006:10
92.408	65.728	5.716	2006:11
92.545	65.941	5.709	2006:12
92.828	66.19	5.697	2007:01
93.324	66.455	5.691	2007:02

94.174	66.72	5.692	2007:03
94.786	66.852	5.684	2007:04
95.365	66.786	5.682	2007:05
95.55	66.918	5.689	2007:06
95.526	67.382	5.672	2007:07
95.35	68.11	5.648	2007:08
95.613	69.5	5.619	2007:09
95.818	70.228	5.532	2007:10
96.387	70.096	5.5	2007:11
96.322	70.36	5.52	2007:12
96.801	73.14	5.5	2008:01
97.082	74.464	5.5	2008:02
97.924	76.317	5.46	2008:03
98.518	77.84	5.42	2008:04
99.347	79.958	5.34	2008:05
100.348	80.421	5.34	2008:06
100.875	82.208	5.31	2008:07
100.473	84.194	5.33	2008:08
100.334	84.459	5.42	2008:09
99.32	84.393	5.55	2008:10
97.418	84.326	5.52	2008:11
96.41	83.267	5.5	2008:12
96.83	83.665	5.52	2009:01
97.311	84.525	5.57	2009:02
97.548	85.584	5.63	2009:03
97.792	87.04	5.62	2009:04
98.074	88.099	5.61	2009:05
98.917	88.43	5.6	2009:06
98.76	90.416	5.566	2009:07
98.981	92.674	5.528	2009:08
99.043	94.196	5.504	2009:09
99.139	95.433	5.463	2009:10
99.209	95.338	5.45	2009:11
99.034	94.577	5.474	2009:12
99.372	95.147	5.437	2010:01
99.397	95.338	5.472	2010:02

99.805	96.004	5.475	2010:03
99.979	96.575	5.512	2010:04
100.056	97.05	5.604	2010:05
99.958	97.431	5.664	2010:06
99.98	99.905	5.685	2010:07
100.118	102.759	5.681	2010:08
100.176	104.472	5.691	2010:09
100.301	105.899	5.715	2010:10
100.343	105.043	5.744	2010:11
100.515	104.377	5.783	2010:12
100.994	105.423	5.797	2011:01
101.492	105.519	5.884	2011:02
102.482	106.946	5.919	2011:03
103.142	108.278	5.947	2011:04
103.627	108.468	5.935	2011:05
103.516	108.944	5.937	2011:06
103.608	110.276	5.945	2011:07
103.893	111.513	5.949	2011:08
104.051	113.035	5.951	2011:09
103.836	113.416	5.956	2011:10
103.749	114.558	5.972	2011:11
103.493	114.272	6.004	2011:12
103.948	114.462	6.023	2012:01
104.406	115.224	6.023	2012:02
105.199	116.651	6.022	2012:03
105.517	117.793	6.029	2012:04
105.393	117.507	6.028	2012:05
105.238	116.841	6.033	2012:06
105.067	117.317	6.047	2012:07
105.652	118.649	6.066	2012:08
106.123	120.076	6.079	2012:09
106.082	121.028	6.085	2012:10
105.579	119.505	6.09	2012:11
105.295	119.6	6.147	2012:12
105.606	121.694	6.546	2013:01
106.471	124.738	6.714	2013:02

106.749	125.5	6.771	2013:03
106.638	127.307	6.86	2013:04
106.828	127.117	6.964	2013:05
107.085	128.259	6.991	2013:06
107.127	129.401	7.007	2013:07
107.256	130.257	7.019	2013:08
107.38	132.255	6.905	2013:09
107.104	133.682	6.886	2013:10
106.885	134.919	6.884	2013:11
106.876	133.587	6.899	2013:12
107.274	135.49	6.943	2014:01
107.67	136.917	6.956	2014:02
108.364	137.774	6.958	2014:03

P : الرقم القياسي لأسعار المستهلك في مصر(٢٠١٠=١٠٠)

P_us: الرقم القياسي لأسعار المستهلك في الولايات المتحدة (٢٠١٠= ١٠٠).

Ex سعر الصرف الاسمي مقاس بعدد وحدات العملة المحلية (الجنيه المصري) لكل وحدة من العملة الأجنبية (الدولار الأمريكي).

المصدر:

بيانات صندوق النقد الدولي IMF متاحة من خلال:

http://elibrary-data.imf.org/DataExplorer.aspx . Accessed in: 7 / 2014

نتائج تحليل التكامل المشترك باستخدام ARDL–bound test

جدول رقم م(٢)

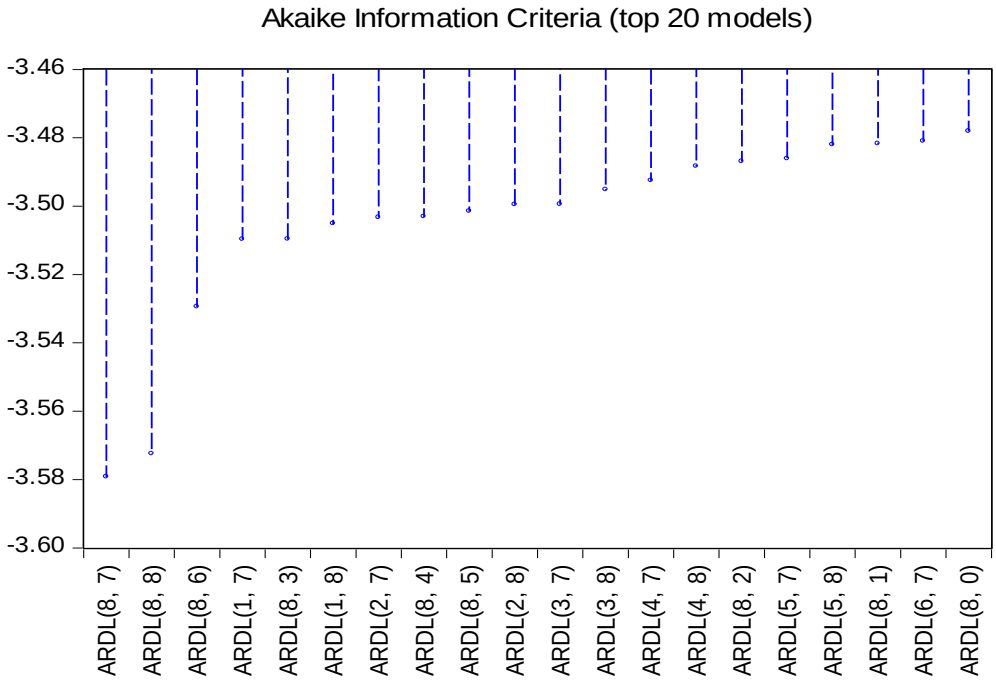
Dependent Variable: LEX
Method: ARDL
Sample (adjusted): 1990M03 2014M03
Included observations: 289 after adjustments
Maximum dependent lags: 8 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (8 lags, automatic): PP
Fixed regressors : C
Number of models evaluated: 72
Selected Model: ARDL(8, 7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LEX(-1)	0.983699	0.055237	17.80886	0.0000
LEX(-2)	-0.071199	0.077807	-0.915071	0.3610
LEX(-3)	0.052710	0.078147	0.674507	0.5006
LEX(-4)	-0.030165	0.078286	-0.385323	0.7003
LEX(-5)	-0.005516	0.078154	-0.070572	0.9438
LEX(-6)	0.014681	0.077207	0.190144	0.8493
LEX(-7)	0.282601	0.073620	3.838655	0.0002
LEX(-8)	-0.277012	0.048804	-5.675984	0.0000
PP	0.595191	0.266779	2.231024	0.0265
PP(-1)	-1.206343	0.401178	-3.007005	0.0029
PP(-2)	1.364232	0.392948	3.471787	0.0006
PP(-3)	-0.527457	0.398084	-1.324991	0.1863
PP(-4)	-0.264216	0.395477	-0.668095	0.5046
PP(-5)	-0.417814	0.396977	-1.052490	0.2935
PP(-6)	-0.479057	0.394546	-1.214199	0.2257
PP(-7)	0.963051	0.241716	3.984231	0.0001
C	0.093978	0.022365	4.202017	0.0000

R-squared	0.987168	Mean dependent var	1.466486
Adjusted R-squared	0.986414	S.D. dependent var	0.336987
S.E. of regression	0.039279	Akaike info criterion	-3.579208
Sum squared resid	0.419662	Schwarz criterion	-3.363536
Log likelihood	534.1956	Hannan-Quinn criter.	-3.492789
F-statistic	1307.853	Durbin-Watson stat	2.035322
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection

شكل رقم م(١)



جدول رقم م(٣)

Sample: 1989M07 2014M03
Included observations: 289
Q-statistic probabilities adjusted for 8 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
.|. |	.|. |	1	-0.033	-0.033	0.3148	0.575
.|. |	.|. |	2	0.024	0.023	0.4902	0.783
.|* |	.|* |	3	0.084	0.086	2.5678	0.463
*|. |	*|. |	4	-0.096	-0.092	5.2791	0.260
.|. |	.|. |	5	0.025	0.015	5.4629	0.362
.|. |	.|. |	6	-0.017	-0.018	5.5466	0.476
.|* |	.|* |	7	0.138	0.154	11.228	0.129
.|. |	.|. |	8	0.036	0.033	11.626	0.169
.|. |	.|. |	9	-0.004	-0.003	11.631	0.235
.|* |	.|. |	10	0.085	0.055	13.797	0.182
.|. |	.|. |	11	-0.048	-0.023	14.506	0.206
.|* |	.|* |	12	0.097	0.099	17.347	0.137

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

جدول رقم م(٤)

ARDL Bounds Test
Sample: 1990M03 2014M03
Included observations: 289
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	K
F-statistic	10.38701	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	4.04	4.78
5%	4.94	5.73
2.5%	5.77	6.68
1%	6.84	7.84

Test Equation:
Dependent Variable: D(LEX)
Method: Least Squares
Sample: 1990M03 2014M03
Included observations: 289

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LEX(-1))	0.033899	0.053712	0.631125	0.5285
D(LEX(-2))	-0.037300	0.053797	-0.693350	0.4887
D(LEX(-3))	0.015411	0.053686	0.287050	0.7743
D(LEX(-4))	-0.014755	0.053835	-0.274074	0.7842
D(LEX(-5))	-0.020270	0.053618	-0.378054	0.7057
D(LEX(-6))	-0.005590	0.053054	-0.105360	0.9162
D(LEX(-7))	0.277012	0.048804	5.675984	0.0000
D(PP)	0.595191	0.266779	2.231024	0.0265
D(PP(-1))	-0.638739	0.260644	-2.450617	0.0149
D(PP(-2))	0.725493	0.258910	2.802102	0.0054
D(PP(-3))	0.198036	0.260089	0.761416	0.4471
D(PP(-4))	-0.066180	0.258618	-0.255898	0.7982
D(PP(-5))	-0.483994	0.250690	-1.930649	0.0546
D(PP(-6))	-0.963051	0.241716	-3.984231	0.0001
C	0.093978	0.022365	4.202017	0.0000
PP(-1)	0.027587	0.012158	2.269144	0.0240
LEX(-1)	-0.050200	0.011965	-4.195732	0.0000

R-squared	0.286293	Mean dependent var	0.006383
Adjusted R-squared	0.244310	S.D. dependent var	0.045185
S.E. of regression	0.039279	Akaike info criterion	-3.579208
Sum squared resid	0.419662	Schwarz criterion	-3.363536
Log likelihood	534.1956	Hannan-Quinn criter.	-3.492789
F-statistic	6.819289	Durbin-Watson stat	2.035322
Prob(F-statistic)	0.000000		

المراجع

١- المراجع باللغة العربية:

١. عمار، سامية " العلاقة بين سعر الصرف والصادرات والواردات في مصر" **مجلة البحوث القانونية والاقتصادية**، جامعة المنصورة، أكتوبر ١٩٩٩، ص. ١٦١-٢١٢.

٢. قانون رقم ٩٧ لسنة ١٩٧٦، **الجريدة الرسمية**، العدد ٣٥ (مكرر)، ٢٨ أغسطس ١٩٧٦.

٣. مرسي، طارق عبدالفتاح، **دراسة ونظام للتنبؤ بسعر صرف الجنيه المصري**، مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار- مجلس االوزراء، يوليو ٢٠٠٣، ص ٨-٩.

٢- المراجع باللغة الأجنبية:

1. Acaravci, Ali and Ozturk, Ilhan, " Testing Purchasing Power Parity in Transition Countries : Evidence from Structural Breaks, Amfiteatru economic, VOL. XII. No. 27, Feb. 2010, http://www.amfiteatrueconomic.ro/temp/Article_946.pdf

2. Alba, Joseph D. and Papell, David H., " Purchasing Power Parity and Country Characteristics: Evidence from Panel Data Tests" September 2005. http://www.uh.edu/~dpapell./char.pdf.

3. Asari, Fadi Fizari Abu Hassan, and el.at, "A Study on Short and Long Run Determinants of Purchasing Power Parity in Malaysia", **World Applied Science Journal**, vol. 12, 2011, Pp. 14-21.

4. Balassa, Bela "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal" **Journal of Political Economy**, Vol. 72, No. 6, 1964, pp. 584-596. http://www.jstor.org/stable/1829464.

5. Bhatti , Razzaque H. "A Correct Test of Purchasing Power Parity: The Case of Pak-Rupee Exchange Rates" **The Pakistan Development Review**, Vol. 35, No. 4, 1996, pp. 671-682. http://www.jstor.org/stable/41259990.

6. Calderon, Cesar, and Duncan, Roberto, " Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: a Long-Span Study for Chile", **Central Bank of Chile Working Papers**, No. 215, 2003. http://www.bcentral.cl/Estudios/DTBC/doctrab.htm.

7. Cassel, Gustav "Some Leading Propositions for an International Discussion of the World's Monetary Problem" **Annals of the American Academy of Political and Social Science**, Vol. 89, Prices May 1920, pp. 259-267. http://www.jstor.org/stable/1014229.

8. Crownover, Collin; Pippenger, Jhon, and Steigerwald, Douglas " Testing for absolute purchasing power parity" **Journal of International Money and Finance**, Vol. 15, No. 5, 1996, Pp. 783-796.

9. Edison, Hali J. "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890-1978)" **Journal of Money, Credit and Banking**, Vol. 19, No. 3, (Aug., 1987), pp. 376-387. http://www.jstor.org/stable/1992083.

10. Edison, Hali J. and Klovland, Jan Tore "A Quantitative Reassessment of the Purchasing Power Parity Hypothesis: Evidence from Norway and the United Kingdom" **Journal of Applied Econometrics**, Vol. 2, No. 4 (Oct., 1987), pp. 309-333, http://www.jstor.org/stable/2096713.

11. Engle, Robert F. and Granger, C.W.J., "Cointegration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing" **Econometrica**, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251-276.

12. Hakkio, Craig S.," Is Purchasing Power Parity a Useful Guide to the Dollar?" **Economic Review**, Third Quarter, 1992, Federal Reserve Bank of Kansas City.

13. IMF, **International Financial Statistics Yearbook**, 1998, 2003, 2011.

14. Johnson, David R. "Co-Integration, Error and Purchasing Power Parity between Canada and the United States" **The Canadian Journal of Economics**, Vol. 23, No. 4 (Nov., 1990), pp. 839-855. http://www.jstor.org/stable/135565.

15. Johansen, SØren, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors" **Journal of Economic Dynamics and Control**, vol.12, 1988, Pp. 231-254.

16. Kim, Suduk; Chen, Chyong Ling; and Tsurumi, Hiroki " Testing of Purchasing Power Parity Theory Using the Doubly Truncated ARMA-GARCH Model and MCMC Algorithms" **Journal of Economic Research**, vol. 8, 2003, Pp. 1-28.

17. Kohli, Renu," Real Exchange Stationary in Managed Floats: Evidence from India", **India Council for Research on International Economic Relations**, Working Papers No. 93, October 2002.

18. Krugman, Paul R. and Obstfeld, Maurice, **International Economics: Theory and Policy**, sixth edition, 2003. http://course.sdu.edu.cn/G2S/eWebEditor/uploadfile/20120417191243_590081573385.pdf.

19. Loh, Veng Hoong,"Does Purchasing Power Parity hold between Australia and the United States? An Empirical Test", **Cross Section**, vol. IV, 2008.

20. Pesaran, M. Hashem; Shin, Yongcheol; and Smith, Richard J. "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships" Journal of Applied Econometrics, vol. 16, 2001, Pp. 289 – 326. http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/jae.616/pdf.

21. Rogoff, Kenneth," The Purchasing Power Parity Puzzle" **Journal of Economic Literature**, June 1996, pp. 647-668.

22. Sarno, Lucio and Taylor, Mark P.," Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate" **IMF Staff Papers**, Vol. 49, No.1, 2002.

23. Terra, Maria Cristina and de Abreu, Ana Lucia Vahia, "Purchasing Power Parity: The Choice of Price Index", **Ensaios Econômicos**, Abril de 2005.

24. Voinea, Laurentiu Guinea, **the Purchasing Power Parity: Evidence from the Great Financial Crisis**, university Complutense, Madrid, 24/05/2013, https://www.ucm.es/data/cont/docs/518-2013-10-23-Guinea13.pdf.