# أثر التغيرات في سعر الصرف على الميزان التجاري في مصر خلال الفترة (١٩٨٠ – ٢٠١٤)

# The Impact of Changes in The Exchange Rate on the Trade Balance in Egypt over the periods 1980-2014

د. عبير شعبان عبده
مدرس- قسم الاقتصاد
كلية الدراسات الاقتصادية والعلوم السياسية
جامعة الاسكندرية

## ملخص البحث :

يهدف البحث الى دراسة العلاقة بين تغيرات سعر الصرف والميزان التجاري في مصر باستخدام بيانات ربع سنوية للفترة (٢٠٠٢-٢٠١٣) وبيانات سنوية للفترة (١٩٨٠- ٢٠١٤). وقد استخدم البحث تحليل التكامل المشترك مدخل اختبار الحدود ونموذج تصحيح الخطأ في دراسة العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاري.

وخلص البحث الى وجود علاقة طردية بين سعر الصرف الحقيقى والميزان التجاري في الأجل الطويل وفى الأجل القصير. حيث تفيد نتائج التقدير باستخدام البيانات الربع سنوية أنه توجد علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي ونسبة الصادرات الى الواردات، وأن الارتفاع فى سعر الصرف الحقيقي يحسن الميزان التجاري في الأجل الطويل وفي الأجل القصير. على الجانب الأخر لا تؤيد النتائج باستخدام البيانات السنوية وجود علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي والميزان التجاري، وان كانت تؤكد على أن الارتفاع في سعر الصرف الحقيقي يحسن الميزان التجاري في حالة مصر.

The research aims to study the relationship between the changes of exchange rate and the trade balance in Egypt using quarterly data over the periods 2002-2013 and annually data over the periods 1980-2014. In This study, we used the ARDL-

Bound test technique of cointegration and the error-correction model to investigate the relationship between the exchange rate and the trade balance.

The results of analysis indicate that there is a positive relationship between the real exchange rate and the trade balance in the long run and in the short run. Using the quarterly data, the results confirm the existence of a long-run equilibrium relationship between the real exchange rate and the ratio of exports to imports; and the increasing in the real exchange rate improves the trade balance in the long run and in the short run. On the other side, the results using annually data do not confirm the existence of a long-run equilibrium relationship between the real exchange rate and the ratio of exports to imports, but they show that the increasing in the real exchange rate improves the trade balance in case of Egypt.

## ١- مقدمة :

تعرض الاقتصاد المصري للعديد من التقلبات والتغيرات خلال الفترة محل الدراسة والممتدة من بداية الثمانينيات حتى عام ٢٠١٤. ففي منتصف الثمانينيات حدث تدهور في الأوضاع الاقتصادية لذلك لجأت الحكومة الى صندوق النقد الدولى ووقعت معه أول اتفاقية بهدف تحسين الأداء الاقتصادي ولاحتواء المشكلات القائمة، ولكن ألغيت الاتفاقية بعد ذلك لعدم قدرة الحكومة على الوفاء بشروط الصندوق. وفي أواخر عام ١٩٩٠ ازدادت حدة المشاكل الاقتصادية ولجأت الحكومة مرة ثانية الى صندوق النقد الدولي وانتهت الأمر الى البدء في تطبيق برنامج للاصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي منذ عام ١٩٩١ ( مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار – مجلس الوزراء، نوفمبر ٢٠٠٥، ص ١٩-٢٠).

وقد ظل الاقتصاد المصري يعانى من عجز مستمر في الميزان التجاري خلال الفترة قبل وبعد تطبيق اجراءات الاصلاح الاقتصادي، حيث يوضح الشكل رقم (م١)، والشكل رقم (م٢) بالملحق الاحصائي أن الواردات ظلت دائما أعلى من الصادرات خلال الفترة ( ١٩٨٠-٢٠١٤). كذلك يلاحظ أن الفجوة بينهما اتسعت خلال الفترة (١٩٩٥-١٩٩٩)، وخلال الفترة (٢٠١٠-٢٠١٤). فضلا عن ذلك يوضح الشكل رقم (م٣)، والشكل رقم (م٤) بالملحق الاحصائي أن نسبة الصادرات

الى الواردات تقلبت بشكل كبير خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠١٤)، وبلغت أقل قيمة لها في عامى ١٩٩٨، و ١٩٩٩ حيث كانت ٠,١٩ ، و ٠,٢٢ على التوالى، كما بلغت أعلى قيمة لها في ٢٠٠٦ حيث كانت ٠,٦٦ .

من ناحية أخرى، نجد أنه خلال فترة الثمانينات كان يغلب على سوق الصرف الأجنبي سياسة تثبيت سعر الصرف مع تعدد أسعار الصرف وكان سعر الصرف حوالي ٧٠ قرشا للدولار الامريكي. لكن منذ ١٩٨٦ اتخذت عدة اجراءات متتالية لتحرير سوق الصرف الأجنبي منها: أ- في عام ١٩٨٦ تم تطبيق سعر صرف مرن على كافة المعاملات التي تتم في نطاق البنوك المعتمدة، ثم مع اتساع الفجوة بين أسعار الصرف داخل وخارج نطاق البنوك تقرر انشاء السوق الحرة للتعامل في الصرف الاجنبي، ب- في بداية التسعينات عملت الحكومة على تثبيت سعر الصرف على الرغم من أن النظام المعلن هو التعويم المدار، لكن محاولة التثبيت أدت الى استنزاف الاحتياطي الأجنبي وأضرت بالصادرات، مما اضطر الحكومة الى اتباع نظام التعويم المدار في يناير ٢٠٠١ حيث يترك سعر الصرف يتحدد وفقا لقوى السوق حتى يصل الى الحد الاقصى المحدد من جانب السلطات النقدية، ج- في ٢٩ يناير ٢٠٠٣ صدر قرار رئيس الوزراء رقم ١٨٣ بتعديل اللائحة التنفيذية للقانون رقم ٣٨ لسنة ١٩٩٤ الخاص بتنظيم التعامل بالنقد الأجنبي حيث أصبحت البنوك المعتمدة والمرخص لها بالتعامل في النقد الأجنبي حرة في تحديد أسعار بيع وشراء النقد الأجنبي حسب العرض والطلب ( مرسى، يوليو ٢٠٠٣، ص ٨- ١٥).

تلك الاجراءات التي اتخذت منذ ١٩٨٦ ترتب عليها ارتفاع سعر الصرف الاسمى للجنيه المصري في مواجهة العملات الأخرى. فعلى سبيل المثال ارتفع سعر صرف الجنيه في مواجهة الدولار من ٧٠ قرش لكل دولار في الثمانينات الى ٣,٤ جنيه لكل دولار في التسعينات ثم الى ٦,٥ جنيه لكل دولار في العشر سنوات الأولى من الألفية الجديدة، كما يتضح من الشكل رقم (م٥)، و( م٦) بالملحق الاحصائي، وهذا يمثل انخفاض في القيمة الخارجية للجنيه المصري. كذلك نجد أن التغيرات في سعر الصرف الاسمى بالاضافة الى التغيرات في الأسعار النسبية بين مصر والعالم الخارجي تؤثر على سعر الصرف الحقيقى للجنيه المصري وبالتالي تؤثر على القدرة التنافسية للمنتجات الوطنية في الداخل والخارج ومن ثم تؤثر على الميزان التجاري.

بالنسبة لسعر الصرف الحقيقى فنجد أنه تقلب بشكل كبير خلال الفترة من ١٩٨٠ الى ٢٠١٤، كما يتضح من الشكل رقم (م٥)، و( م٦) بالملحق الاحصائي، كذلك نجد أنه ظل أعلى من سعر الصرف الاسمى حتى عام ٢٠١٠.

ومن المتعارف عليه أن الارتفاع في سعر الصرف والذى يعنى انخفاض في القيمة الخارجية للعملة الوطنية يحسن الميزان التجاري حيث يجعل الواردات أغلى نسبيا مما يترتب عليه انخفاض المشتريات منها، وعلى الجانب الأخر يجعل الصادرات أرخص نسبيا مما يشجع الأجانب على شراء كمية أكبر من الصادرات المحلية، والعكس يحدث في حالة الانخفاض في سعر الصرف والذى يعنى ارتفاع في القيمة الخارجية للعملة الوطنية. فهل هذا هو الواقع في حالة الاقتصاد المصري؟ هل الارتفاع في سعر الصرف وبالتالي الانخفاض في القيمة الخارجية للجنيه المصري يحدث تحسنا في الميزان التجاري المصري؟ وهل الانخفاض في سعر الصرف وبالتالي الارتفاع في القيمة الخارجية للجنيه المصري يحدث تدهورا في الميزان التجاري المصري؟

## ٢- الهدف من الدراسة :

معظم الحكومات وخاصة في الدول النامية تقاوم الانخفاض في القيمة الخارجية للعملة المحلية أو ارتفاع سعر الصرف وذلك للخوف من أن يسبب الارتفاع في سعر الصرف ركودا تضخميا ويسبب أثارا سلبية على الدخل الحقيقي. وكذلك يرتفع عبء الدين الخارجي للدولة مع زيادة سعر الصرف اذا كان الدين الخارجي مقاسا بالعملة الأجنبية، فضلا عن أن الميزان التجاري قد لا يتحسن مع ارتفاع سعر الصرف اذا كانت مرونات الطلب على الواردات والصادرات منخفضة. وبالتالي يعتبر دراسة وفهم العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاري شيئا مهما لصانعى السياسة الاقتصادية. فيجب أن يكون معلوم لدى صانعى السياسة الاقتصادية كيف يستجيب االميزان التجاري للتغيرات في سعر الصرف وكم يستغرق ذلك من الوقت. لذلك تهدف الدراسة الحالية الى قياس أثر تغيرات سعر الصرف على الميزان التجاري في مصر باستخدام بيانات سنوية للفترة ( ١٩٨٠ – ٢٠١٤ )، وبيانات ربع سنوية للفترة (٢٠٠٢- ٢٠١٣).

## ٣- فرضية الدراسة :

تقوم الدراسة باختبار الفرضية التالية: " توجد علاقة طردية بين التغيرات في سعر صرف العملة الوطنية والميزان التجاري على الأقل في الأجل الطويل".

## ٤- الأساس النظري للعلاقة بين التغيرات في سعر الصرف والميزان التجاري :

أحتل رد فعل الميزان التجاري لحدوث تحسن أو انخفاض في القيمة الخارجية للعملة الوطنية حيزا كبيرا بين الاقتصاديين. وتوجد عدة مداخل حاولت تفسير العلاقة بين تغيرات سعر الصرف والميزان التجاري ومن أهمها:

**٤-١: مدخل المرونات the elasticity approach:** طبقا لمدخل المرونات يجعل انخفاض القيمة الخارجية للعملة الوطنية السلع المنتجة محليا أرخص نسبيا سواء للمواطنين في الداخل أو الأجانب في الخارج. وبالتالي اذا كانت مرونات الطلب على الصادرات والواردات كبيرة بدرجة كافية فانه من المتوقع أن يؤدي تخفيض القيمة الخارجية للعملة الوطنية الى زيادة في حجم الصادرات وانخفاض في حجم الواردات، وبالتالي ينعكس ذلك في تحسن الميزان التجاري. هذا المدخل زادت شهرته بعد اسهامات Marshall، و Lerner، وأصبح يعرف في الأدب الاقتصادي بشرط Marshall-Lerner (ML) condition، والذي ينص على أنه يجب أن يتجاوز مجموع القيم المطلقة لمرونات الطلب السعرية على الواردات والصادرات الوحدة حتى يترتب على تخفيض القيمة الخارجية للعملة الوطنية تحسن في الميزان التجاري للدولة. ويركز شرط Marshall-Lerner (ML) على الأثر الكمي المباشر على الصادرات والواردات بسبب التغيرات في الأسعار النسبية الناتجة عن انخفاض القيمة الخارجية للعملة الوطنية. ويفترض هذا المدخل أن الأسعار المحلية للصادرات والأسعار الأجنبية للواردات ستظل ثابتة، وهذا يتضمن أن عرض الصادرات والواردات لانهائي المرونة، وبالتالي يوجد أثر تمرير كامل، أى أن انخفاض القيمة الخارجية للعملة الوطنية انعكس بالكامل في صورة ارتفاع في سعر الواردات بالعملة المحلية وانخفاض فى سعر الصادرات بالعملة الأجنبية. هذا بالاضافة الى أن مدخل المرونات يفترض أن تخفيض العملة لا يؤثر على الدخل القومي، وبالتالي لا يوجد تأثير محفوز للدخل على الميزان التجاري. ويرى المؤيدون لهذا المدخل أن شرط M-

L يقدم الشرط الضروري والكافي لضمان حدوث تحسن في الميزان التجاري مع انخفاض القيمة الخارجية للعملة الوطنية (Kutlu, 2013, Pp. 123-127). ومع ذلك هناك من ينتقد هذا المدخل على أساس أنه حتى في حالة تحقق شرط المرونات يمكن الا يحدث تحسن في الميزان التجاري ويمكن أن يتدهور وضع الميزان التجاري على الأقل في الأجل القصير اما بسبب عدم وجود أثر تمرير كامل أو بسبب وجود فترات ابطاء في استجابة حجم الصادرات والواردات للتغيرات في سعر الصرف وما يتبعه من تغيرات في الأسعار النسبية.

٤-٢: **مدخل الاستيعاب absorption approach:** أدخل من جانب Alexander (1952)، وهذا المدخل ينظر للميزان التجاري على أنه الفرق بين ما ينتجه الاقتصاد وما يستخدمه للاستهلاك المحلي.

$$Y \equiv A + TB$$

$$TB \equiv Y - A \qquad (1)$$

حيث تمثل Y الدخل القومي، وتمثل A الاستيعاب المحلى ويشمل الانفاق الاستهلاكي والانفاق الاستثماري والانفاق الحكومي، وتمثل TB رصيد الميزان التجاري أو صافي الصادرات (الصادرات - الواردات). وفقا لمدخل الاستيعاب، تؤدي التغيرات في الأسعار النسبية الناتجة عن انخفاض القيمة الخارجية للعملة المحلية الى زيادة الطلب المحلى والأجنبي على السلع المحلية، وبالتالي يترتب على ذلك زيادة الدخل القومي. لكن من ناحية أخرى الزيادة في الدخل القومي تحفز زيادة في الانفاق المحلي ( الاستيعاب المحلي). ومن ثم يعتمد الأثر النهائي لانخفاض القيمة الخارجية للعملة على الميزان التجاري على الأهمية النسبية للأثار الاولية (التغير في الدخل القومي) والاثار المحفوزة ( التغير في الانفاق المحلي الاجمالي). وسوف يترتب على انخفاض القيمة الخارجية للعملة تحسن في الميزان التجاري اذا كانت الزيادة في الدخل الحقيقي المصاحبة للانخفاض في قيمة العملة أكبر من الزيادة في الاستيعاب المحلي (Kutlu, 2013, Pp. 123-127).

$$\Delta TB \equiv \Delta Y - \Delta A \qquad (2)$$

فوفقا للمعادلة رقم (٢) يتحسن الميزان التجاري اذا ترتب على الانخفاض في القيمة الخارجية للعملة زيادة في الدخل القومي ($\Delta Y$) أكبر من الزيادة في الانفاق المحلي ($\Delta A$). أى أن الاثار المحفوزة ( الزياة في الانفاق المحلي) تمثل أثار عكسية تقلل

من الاثر الايجابي لانخفاض القيمة الخارجية للعملة على الميزان التجاري. مدخل الاستيعاب أكثر شمولا من مدخل المرونات لأنه يشمل أثر الاحلال وأثر الدخل للانخفاض في القيمة الخارجية للعملة، الا أنه يفترض وجود أثر تمرير كامل أيضا. أى أن انخفاض القيمة الخارجية للعملة الوطنية انعكس بالكامل في صورة ارتفاع في سعر الواردات بالعملة المحلية وانخفاض فى سعر الصادرات بالعملة الاجنبية، وهذا يترتب عليه زيادة في الطلب المحلى والأجنبي على السلع المحلية وبالتالى زيادة الدخل ثم زيادة محفوزة في الانفاق المحلي.

٤-٣: **نظرية الـ J-Curve**: تركز على أثار الارتفاع في سعر الصرف على الميزان التجاري في الفترة القصيرة وهى الفترة التالية للارتفاع في سعر الصرف أو للانخفاض في القيمة الخارجية للعملة الوطنية. وترى هذه النظرية أن سلوك الميزان التجاري في الفترة التالية للارتفاع في سعر الصرف يشبه حرف *J* ، حيث يتدهور الميزان التجاري في البداية ثم يتحسن بعد ذلك. فتعنى فرضية الـ J-Curve أن الانخفاض الحقيقي في القيمة الخارجية للعملة يتبعه تدهور في الميزان التجاري ثم تحسن، وكل ذلك يحدث في الأجل القصير. ومع ذلك يوجد توصيف أخر لل -J Curve وهو حدوث تدهور في الميزان التجاري في الأجل القصير يتبعه حدوث تحسن في الاجل الطويل (Bahmani-Oskooee & Ratha, Spring 2004, p.35-36). وقد قدمت تفسيرات عديدة لظاهرة الـ J-curve كان من أهمها التفسير الذي قدمه كل من Junz و Rhomberg في ١٩٧٣ حيث أشارا الى أن التوسع في الصادرات والانكماش في الواردات الذي يعقب انخفاض القيمة الخارجية للعملة الوطنية يحدث بعد فترات ابطاء تصل الى خمس فترات ابطاء five lags على الأقل. تلك الفترات تكون كالتالي: الفترة التي تلزم لادراك الوضع الجديد، والفترة التي تلزم لاتخاذ القرار بتغيير المتغيرات الحقيقية، والوقت المنقضي في عملية الشحن أو الطلب delivery، والوقت المطلوب لاحلال المخزون والمواد الخام، والفترة اللازمة للانتاج (Bahmani-Oskooee & Ratha,2004, p. 1379).

وفقا للنظرية، تخفيض العملة يجعل الواردات أغلى نسبيا ويجعل الصادرات أرخص نسبيا وبالتالي تقل مشتريات الدولة من الواردات وتزيد مشتريات الأجانب من الصادرات المحلية. ونجد أن هذه الآلية تواجه بنقطتين حرجتين الاولي الى أي مدى سوف يسمح المصدرون بتمرير أثر تحركات سعر الصرف داخل أسعار صادراتهم

بالعملة المحلية، وهذا ما يعرف بأثر التمرير لسعر الصرف exchange rate pass though، والثانية مدى استجابة حجم الصادرات والواردات للتغيرات في سعر الصرف. فاذا كان يوجد تباطؤ في استجابة حجم الصادرات والواردات بسبب فترات الابطاء التي أشرنا اليها سابقا مع وجود أثر تمرير كامل – أي أن أسعار الواردات بالعملة المحلية ارتفع بنفس نسبة الانخفاض في قيمة العملة الوطنية، وأسعار الصادرات بالعملة الأجنبية انخفضت بنفس نسبة انخفاض القيمة الخارجية للعملة الوطنية– فان وضع الميزان التجاري سوف يسوء (Georgopoulos, 2008, p. 316).

وبالنسبة لافتراض أن منحنيات عرض الصادرات والواردات لانهائية المرونة والذي يتضمن أن الأسعار المحلية للصادرات ستظل ثابتة رغم الانخفاض في القيمة الخارجية للعملة الوطنية مما يعنى انخفاض أسعار الصادرات بالعملة الأجنبية، فهل هذا يتحقق فعلا في الواقع العملي؟ فقد يسعى المصدرون المحليون الى رفع أسعار الصادرات بالعملة المحلية مما يحرم الدولة الأجنبية المستوردة من الحصول على سعر منخفض لوارداتها بعملة الدولة الأجنبية وبذلك لا يكون أثر التمرير كاملا بمعنى أن أسعار الصادرات المحلية بعملة الدولة الأجنبية المستوردة لا ينخفض بنفس نسبة انخفاض العملة الوطنية. وفي هذه الحالة يزيد المصدر المحلي من هامش الربح لديه markup. نفس الشيء قد يحدث في حالة الواردات بمعنى أن سعر الواردات بالعملة المحلية ربما لا يرتفع بنفس نسبة الانخفاض في القيمة الخارجية للعملة المحلية. فربما تكون الحالة أن الدولة الأجنبية قد لا ترغب في تمرير أثر الانخفاض في قيمة العملة الوطنية للدولة المستوردة بالكامل الى أسعار صادراتها بالعملة الوطنية حتى لا تفقد نصيبها النسبي في سوق الدولة المستوردة، ومن ثم لا يكون أثر التمرير كاملا بمعنى أن سعر الواردات بالعملة المحلية لا يرتفع بنفس نسبة الانخفاض في القيمة الخارجية للعملة المحلية. وفي هذه الحالة تتحمل الشركات الأجنبية جزءا من عبء الانخفاض في قيمة العملة الوطنية للدولة المستوردة في صورة انخفاض في هامش الربح markup. في أي من الحالتين السابقتين لا تتغير أسعار الواردات أو أسعار الصادرات بنفس نسبة التغيرات في سعر الصرف. واذا تحققت احدى الحالتين فانه من المحتمل أن يتحسن الميزان

التجاري أو على الأقل سوف تصبح ظاهرة الـ J-curve ضعيفة أو غير موجودة (Georgopoulos, 2008, pp.319-320).

## ٥- الدراسات السابقة :

هناك عدد كبير من الدراسات التى حاولت أن تفسر وتقيس أثر تغيرات سعر الصرف على الميزان التجارى وعلى الصادرات والواردات في الأجل الطويل والأجل القصير. كذلك حاولت بعض الدراسات البحث في مدى تحقق شرط M-L في الواقع العملى على أساس أن تحقق هذا الشرط يضمن تحسن الميزان التجاري مع الارتفاع في سعر الصرف الحقيقى. ونجد أن معظم الدراسات السابقة استخدمت بيانات ربع سنوية. كذلك اعتمدت معظمها على أسلوب التكامل المشترك بطرقه المختلفة: مدخل Engle-Granger ومدخل Johansen ومدخل الحدود ARDL-Bound Test، ونموذج تصحيح الخطأ وذلك لتقدير العلاقة طويلة الأجل وقصيرة الأجل بين سعر الصرف الحقيقى والميزان التجاري. وقد توصلت الدراسات السابقة الى نتائج متباينة، ومن أمثلة تلك الدراسات:

- دراسة Bahmani-Oskooee (1985) عن اليونان والهند وكوريا وتايلاند خلال الفترة (١٩٧٣-١٩٨٠)، وقد أظهرت النتائج أن تأثير الانخفاض في القيمة الخارجية للعملة الوطنية على الميزان التجاري يأخذ نمط الـ J-curve حيث يتدهور الميزان التجاري في الفترة التالية للانخفاض في القيمة الخارجية للعملة الوطنية ثم يتحسن لاحقا.

- دراسة طلب (١٩٩٥) حاولت اختبار مدى تحقق شرط Marshall- Lerner (ML) في الدول النامية باستخدام عينة مكونة من عشر دول نامية هى مصر وتونس والمغرب وغانا والهند وباكستان والأرجنتين والبرازيل وبيرو وتركيا، خلال الفترة منذ بداية الستينات حتى عام ١٩٩٢. وتوصلت الدراسة الى أن شرط M-L يتحقق في خمس دول هي تونس والهند والأرجنتين والبرازيل وتركيا.

- دراسة Brada, Kutan and Zhou (1997) لتركيا خلال الفترة (١٩٦٩-١٩٩٣)، وقد خلصت الى وجود علاقة طردية طويلة الأجل بين الميزان التجاري وسعر الصرف الحقيقي في الفترة (١٩٨٠-١٩٩٣)، فترة ما بعد الاصلاح الاقتصادي في تركيا.

- دراسة Cantavella-Jordá, & Suárez-Burguet (1998) لأربع دول أوربية هي المانيا وفرنسا والمملكة المتحدة وايطاليا، وتشير نتائج الدراسة الى وجود علاقة موجبة بين سعر الصرف والميزان التجاري في الدول محل الدراسة، وبالنسبة لظاهرة الـ J-Curve وجدت فقط في حالة ايطاليا والمملكة المتحدة.

- دراسة عمار (١٩٩٩) استهدفت تحليل تأثير الانخفاض في قيمة الجنيه المصري على حجم الصادرات والواردات خلال الفترة (١٩٥٩-١٩٩٧)، وقد خلصت الى أن سعر الصرف يؤثر طرديا على حجم الصادرات والواردات.

- دراسة Aftab & Aurangzeb (2002) عن باكستان خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠٠٠) توصلت الى تحقق شرط M-L في الأجل الطويل، وكذلك وجدت أن ظاهرة الـ J-Curve تتحقق فى حالة باكستان حيث أن الارتفاع في سعر الصرف الحقيقي يؤدي الى تدهور الميزان التجاري في البداية ثم حدوث تحسن بعد ذلك. كذلك دراسة Rehman & Afzal (2003) عن باكستان خلال الفترة (١٩٧٢-٢٠٠٢) توصلت الى نفس النتائج تقريبا حيث أشارت الى وجود ظاهرة الـ J- Curve في حالة باكستان، فضلا عن أن الأثر طويل الأجل للانخفاض في قيمة العملة الباكستانية لم يكن ايجابيا. ودراسة Asif & Rashid (2010) خلال الفترة (١٩٨١-٢٠٠٨) وجدت علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي والميزان التجاري، لكن كانت تغيرات سعر الصرف تؤثر سلبيا على الميزان التجاري.

- دراسة Lai & Lowinger (2002) لسبعة من دول جنوب شرق آسيا هى اندونيسيا واليابان وكوريا وماليزيا والفلبين وسنغافورة وتايلاند خلال الفترة (١٩٨٠-١٩٩٨) خلصت الى أن الارتفاع في سعر الصرف الحقيقي يؤدى الى تخفيض نسبة الواردات الى الصادرات ( أى تحسن الميزان التجاري) في الأجل الطويل.

- دراسة Bahmani-Oskooee & Ratha (spring 2004) للولايات المتحدة في مواجهة ١٨ دولة من شركائها في التجارة الخارجية خلال الفترة (١٩٧٥-٢٠٠٠) انتهت الى أن الانخفاض في قيمة الدولار كان له أثر ايجابي على الميزان التجاري الأمريكى في الأجل الطويل، بينما لا تؤيد النتائج وجود ظاهرة الـ J-Curve.

- دراسة Georgopoulos (2008) لحالة كندا في مواجهة الولايات المتحدة الامريكية باستخدام بيانات شهرية للفترة (١٩٨١- ٢٠٠٥)، أظهرت أن تخفيض

العملة الكندية كان له أثر ايجابي غير معنوي على الميزان التجاري في الفترة التي تلت الانخفاض في قيمة العملة وليس سلبي وبالتالي لا توجد ظاهرة الـ J-curve في حالة كندا مع الولايات المتحدة الأمريكية، كذلك تأثرت أحجام الصادرات والواردات بالانخفاض في العملة، وتأثرت أسعار الصادرات والواردات ولكن أثر التمرير كان غير كامل.

- دراسة Khatoon & Rahman (2009) استهدفت حالة بنجلادش خلال الفترة (١٩٧٢- ٢٠٠٦)، وتوصلت الى أن الانخفاض في القيمة الخارجية للعملة المحلية كان له أثر ايجابي على الميزان التجاري في الأجل القصير والأجل الطويل، أي أن ظاهرة الـ J- Curve غير موجودة في حالة بنجلادش.

- دراسة Bahmani-Oskooee & Harvey (2010) عن ماليزا و١٤ دولة من شركائها في التجارة الخارجية خلال الفترة ( ١٩٧٣- ٢٠٠٣) أظهرت أنه لا يوجد شكل محدد للتحركات في موازين التجارة الثنائية في الأجل القصير كنتيجة للانخفاض في القيمة الخارجية للعملة الوطنية لماليزيا، ومع هذا تعكس النتائج الخاصة بالأجل الطويل تحسن الميزان التجاري لماليزيا في مواجهة أربعة من شركائها في التجارة الخارجية.

- دراسة Yazici (2010) لقطاع الخدمات في تركيا خلال الفترة (١٩٨٦-١٩٩٨)، استخدمت نموذج Distributed Lag model- Almon Lag Structure، ووجدت أن انخفاض القيمة الخارجية للعملة التركية يؤدي الى تحسن ميزان التجارة في الخدمات في البداية ثم يتدهور ثم يتحسن، وبالتالي لا توجد ظاهرة الـ J-Curve ، لكن وجدت الدراسة أن الانخفاض في القيمة الخارجية للعملة التركية يؤدي الى تحسن الميزان التجاري لقطاع الخدمات في الأجل الطويل.

- دراسة Jamilov (2013) لأزربيجان خلال الفترة (٢٠٠٦ - ٢٠٠٩) وجدت أن الانخفاض فى القيمة الخارجية للعملة الازربيجانية يسبب تدهور الميزان التجاري في الأجل القصير وتحسنه في الأجل الطويل.

**٦- النموذج وطريقة التقدير :**

جزء من الدراسات التي تناولت العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاري كانت تعتمد على تقدير دوال الطلب على الواردات والطلب على الصادرات بهدف بحث مدى تحقق شرط Marshall-Lerner من عدمه، والجزء الأخر من الدراسات

التى تناولت العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاري ركز على صيغة مخفضة تعبر عن الميزان التجاري كدالة في الدخل المحلى والدخل الأجنبي وسعر الصرف الحقيقي (Brada, Kutan and Zhou, 1997, pp. 678-679)، وفي الدراسة الحالية سوف نتبع هذا المدخل وهو كالتالي:

$$TB_t = f(YE_t, YW_t, RER_t)$$

$$\text{Log } TB_t = \alpha + \beta \log YE_t + \gamma \log YW_t + \lambda \log RER_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

حيث أن TB يمثل الميزان التجاري مقاسا بنسبة اجمالى الصادرات المصرية الى اجمالى الواردات المصرية الى العالم، و YE الناتج المحلى الاجمالى الحقيقي في مصر، و YW الدخل الحقيقي العالمي، RER سعر الصرف الحقيقي، وتشير $\varepsilon$ الى حد الخطأ العشوائي. استخدمت معظم الدراسات السابقة رصيد الميزان التجاري في صورة نسبة بين الصادرات والواردات لعدة أسباب منها أنها تساعد الباحثين في التعبير عن الميزان التجاري في صورة لوغاريتم وبالتالى الفروق من الدرجة الأولى تعكس معدل التغير في كل متغير، كما أن مقياس النسبة لا يتأثر بوحدات القياس، بالاضافة الى أنه يعكس الميزان التجارى في صورة حقيقية أو في صورة نقدية.

الاشارات المتوقعة لـ $\beta$ ، و $\gamma$ غير محددة، حيث قد تكون موجبة أو سالبة. اشارة $\beta$ تكون سالبة اذا أدى ارتفاع الدخل في مصر الى زيادة الواردات، بينما تكون موجبة اذا كانت الزيادة في الناتج سببها الزيادة في انتاج بدائل الواردات. بنفس الطريقة اشارة $\gamma$ تكون موجبة اذا ترتب على زيادة الدخل الأجنبي زيادة في الصادرات المصرية، بينما اذا كانت الزيادة في الدخل الأجنبي نتيجة زيادة انتاج بدائل للسلع المصرية المصدرة للخارج، فان اشارة $\gamma$ تكون سالبة (Rehman and Afzal, 2003, P. 47). أيضا نتوقع أن تكون اشارة $\lambda$ موجبة، حيث أن سعر الصرف الحقيقي RER يحسب كالتالي:

$$RER = (P_{US}. ER)/ P_E$$

حيث $P_E$ و $P_{US}$ تمثل الرقم القياسى لأسعار المستهلكين في مصر والولايات المتحدة على التوالي، و ER هو سعر الصرف الاسمي بين الجنيه المصري والدولار الامريكى مقاسا بعدد وحدات الجنيه المصري لكل دولار. ارتفاع سعر الصرف الحقيقي يعنى انخفاض القيمة الحقيقية الخارجية للجنيه المصري، وهذا بالتبعية يتوقع أن يؤدي الى زيادة صادرات مصر وانخفاض وارداتها، وبالتالي تزداد نسبة

الصادرات الى الواردات، ومن ثم تكون اشارة $\lambda$ موجبة. تمثل المعادلة (٣) العلاقة طويلة الأجل بين الميزان التجاري ومحدداته. وحيث أن ظاهرة الـ J-curve تتعلق بالأثار قصيرة الأجل لسعر الصرف على الميزان التجاري فانه يجب توسيع المعادلة (٣) لتشمل آلية التعديل قصيرة الأجل من خلال ما يعرف بنموذج تصحيح الخطأ error correction model(ECM).

يستخدم مفهوم التكامل المشترك Cointegration لاختبار مدى وجود علاقة مستقرة - وأحيانا يقال علاقة توازنية- طويلة الأجل بين المتغيرات الاقتصادية. هناك أكثر من مدخل لتحليل التكامل المشترك وصياغة نموذج تصحيح الخطأ. وفقا لـ Engle- Granger يأخذ نموذج تصحيح الخطأ الشكل التالى:

$$\Delta \log TB_t = \alpha + \sum_{j=1}^{q} \omega_j \Delta \log TB_{t-j} + \sum_{i=0}^{P1} \beta_i \Delta \log YE_{t-i}$$

$$+ \sum_{i=0}^{P2} \gamma_i \Delta \log YW_{t-i} + \sum_{i=0}^{P3} \lambda_i \Delta \log RER_{t-i}$$

$$+ \psi \varepsilon_{t-1} + u_t \qquad (4)$$

حيث تمثل $\varepsilon_{t-1}$ الحد العشوائي من المعادلة (٣) به فترة ابطاء واحدة، وتمثل q، $p_1$، $p_2$، $p_3$ عدد فترات الابطاء lag length للمتغير التابع والمتغيرات التفسيرية على التوالى. يتطلب تطبيق أسلوب Engle-Granger أن تكون جميع المتغيرات في المعادلة رقم (٣) متكاملة integrated من الدرجة الاولى أى تتبع I(1) ، و $\varepsilon_t$ يجب أن تكون متكاملة integrated من درجة أقل، أى أن $\varepsilon_t$ يجب أن يكون ساكن stationary أي يتبع I(0) وذلك حتى تكون هناك علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات في المعادلة رقم (٣)، وحتى يمكن تطبيق نموذج تصحيح الخطأ الممثل بالمعادلة رقم (٤). البديل لذلك حتى لو كانت $\varepsilon_t$ غير ساكنة يظل التكامل المشترك قائما أي تظل العلاقة طويلة الاجل قائمة اذا كانت $\psi$ في معادلة رقم (٤) سالبة ومعنوية (Bahmani-Oskooee & Harvey,2010, p. 1070).

هناك طريقة أخرى لاختبار التكامل المشترك تستخدم في حالة اذا كان بعض المتغيرات في المعادلة رقم (٣) ساكن أي تتبع I(0) / والبعض الأخر غير

ساكن وتتبع (1) I. هذه الطريقة أدخلها Pesaran (2001) وأخرون، وتعرف بمدخل اختبار الحدود ARDL-bounds test approach. وفقا لهذا المدخل يتم ايجاد قيمة الحد العشوائي $\varepsilon_t$ من المعادلة رقم (٣) كالتالي:

$$\varepsilon_t = \text{Log } TB_t - \alpha - \beta \log YE_t - \gamma \log YW_t - \lambda \log RER_t$$

وبتطبيق فترة ابطاء واحدة على المعادلة السابقة، والتعويض منها في المعادلة رقم (٤) كالتالي:

$$\Delta \log TB_t = \alpha + \sum_{j=1}^{q} \omega_j \Delta \log TB_{t-j} + \sum_{i=0}^{p1} \beta_i \Delta \log YE_{t-i}$$

$$+ \sum_{i=0}^{p2} \gamma_i \Delta \log YW_{t-i} + \sum_{i=0}^{p3} \lambda_i \Delta \log RER_{t-i}$$

$$+ \delta_1 \text{ Log } TB_{t-1} + \delta_2 \log YE_{t-1} + \delta_3 \log YW_{t-1}$$

$$+ \delta_4 \log RER_{t-1} + u_t \qquad (٥)$$

لاختبار وجود التكامل المشترك cointegrated بين المتغيرات أو وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات يقترح Pesaran استخدام اختبار F ( *F* –test ) لاختبار فرض العدم $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ مقابل الفرض البديل $H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq 0$. رفض فرض العدم يتضمن وجود التكامل المشترك بين المتغيرات أي وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين جميع المتغيرات. وحتى نرفض فرض العدم يجب أن تكون قيمة احصائيةF المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الحرجة لـ F (الحد الأعلى للقيمة الحرجة يقابل افتراض أن كل المتغيرات تتبع (1) I ، والحد الادنى للقيمة الحرجة يقابل افتراض أن كل المتغيرات تتبع (0) I). (Pesaran, Shin and Smith, 2001).

ويتميز تحليل التكامل المشترك مدخل ARDL بأنه يفرق بين المتغيرات التابعة والمتغيرات التفسيرية أى يتجنب مشكلة الـ endogeneity، كذلك يقدر الأثار طويلة الأجل وقصيرة الأجل آنيا ومن ثم يتجنب المشاكل المرتبطة بحذف بعض المتغيرات ووجود الارتباط الذاتي، وبالتالي تكون المعلمات المقدرة غير متحيزة وكفء (Rehman and Afzal, 2003, P. 48).

## ٧- البيانات :

تعتمد الدراسة على بيانات سنوية تغطي الفترة (١٩٨٠-٢٠١٤)، وبيانات ربع سنوية تغطي الفترة (٢٠٠٢-٢٠١٣). وتم الحصول على البيانات من صندوق النقد الدولى، **International Finance Statistics, CD-ROM, October** 2015. وقد استخدم في حساب سعر الصرف الحقيقي سعر الصرف الاسمى للجنيه المصري مقابل الدولار الامريكي، والأرقام القياسية للمستهلكين في مصر وفي أمريكا. كذلك استخدم الرقم القياسي لحجم الناتج المحلي الاجمالي لمصر ( =2010 100) كمقياس للدخل المحلى، واستخدم الرقم القياسي للناتج الصناعي للدول المتقدمة (100 = 2010) كمتغير نائب للتعبير عن الدخل الأجنبي. واستخدمت النسبة بين اجمالي الصادرات المصرية (مليون دولار أمريكى، F.O.B) الى اجمالي الواردات المصرية (مليون دولار أمريكى، C.I.F) كمقياس للميزان التجاري. ويوضح الجدول رقم (م١)، والجدول رقم (م٢) بالملحق الاحصائي بيانات الدراسة.

## ٨- النتائج :

**أولا: في حالة البيانات الربع سنوية للفترة ( ٢٠٠٢- ٢٠١٣)**: تبدأ الخطوة **الاولى** في تحليل التكامل المشترك بتطبيق اختبارات جذر الوحدة unit root tests على متغيرات الدراسة وهى لوغاريتم نسبة الصادرات الى الواردات (Log(TB)، ولوغاريتم الدخل الحقيقي في مصر (Log(YE)، ولوغاريتم الدخل الأجنبي (Log(YW)، ولوغاريتم سعر الصرف الحقيقي (Log(RER. ويوضح الجدول رقم (١) نتائج اختبارات جذر الوحدة باستخدام اختبار ADF واختبار PP في ظل افتراض حد ثابت مرة، ومرة أخرى في ظل افتراض حد ثابت واتجاه زمنى. وتشير النتائج- بصفة عامة- الى أن لوغاريتم الدخل المحلى ولوغاريتم الدخل الأجنبي ولوغاريتم سعر الصرف الحقيقى غير ساكن ويتحول الى ساكن بأخذ الفروق من الدرجة الأولى، وبالتالى تكون متكاملة من الدرجة الأولى أى تتبع الـ (1) /. بينما تشير النتائج الى أن لوغاريتم نسبة الصادرات الى الواردات ساكن أى يتبع (0) /.

وتتمثل الخطوة **الثانية** للتحليل في اجراء اختبار الحدود لاختبار وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات من خلال تقدير المعادلة رقم (٥) واختبار فرض العدم $H_0: \delta_1= \delta_2= \delta_3= \delta_4= 0$ باستخدام اختبار F. وقد تم تحديد عدد الفجوات

الداخلة في النموذج تلقائيا باستخدام اختبار Akiake Information Criteria (AIC)، وكان النموذج الأفضل ARDL(2, 0, 0, 0) حيث يتضمن النموذج فترتين ابطاء في المتغير التابع، ولا توجد فترات ابطاء في المتغيرات المستقلة، ويوضح الجدول رقم (٢) نتائج اختبار الحدود. ووفقا للنتائج نجد أن قيمة احصائية F تعادل ٣,٦٥ تقريبا وهى أكبر من الحد الأعلى للقيمة الحرجة لـ F عند مستوى معنوية ١٠%، وبالتالي نستنتج أنه توجد علاقة توازن طويلة الأجل بين المتغيرات.

**جدول رقم (١): نتائج تطبيق اختبارات جذر الوحدة على متغيرات النموذج**

| الاختبار | المتغير | | | |
|---|---|---|---|---|
| | LTB | LYE | LYW | LRER |
| ADF Test: Constant | -3.51 (0.012) | -1.21 (0.66) | -2.21 (0.21) | -0.48 (0.89) |
| Constant &Trend | -3.63 (0.038) | -0.50 (0.98) | -2.18 (0.49) | -3.49 (0.053) |
| PP Test: Constant | -3.37 (0.017) | -0.52 (0.88) | -2.40 (0.15) | -0.41 (0.90) |
| Constant & Trend | -3.27 (0.084) | -4.6 (0.003) | -2.36 (0.39) | -2.63 (0.27) |
| الاختبار | الفروق من الدرجة الاولى | | | |
| | D(LTB) | D(LYE) | D(LYW) | D(LRER) |
| ADF Test: Constant | - - | -3.24 (0.02) | -4.02 (0.00) | -4.16 (0.00) |
| Constant &Trend | - - | -3.43 (0.06) | -4.02 (0.02) | -4.20 (0.01) |
| PP Test: Constant | - - | 13.85 (0.00) | -6.38 (0.00) | -5.06 (0.00) |
| Constant & Trend | - - | - - | -6.29 (0.00) | -5.11 (0.00) |
| درجة التكامل | I(0) | I(1) | I(1) | I(1) |

**حرف L يشير الى اللوغاريتم.**

**المصدر:** اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9، وبيانات جدول رقم (م٢) بالملحق الاحصائي، القيم بين الأقواس تمثل الـ p-value.

جدول رقم (٢): اختبار التكامل المشترك –اختبار الحدود

ARDL Bounds Test
Sample: 2002Q3 2013Q4
Included observations: 46
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

| Test Statistic | Value | k |
|---|---|---|
| F-statistic | 3.648353 | 3 |
| Critical Value Bounds | | |
| Significance | I0 Bound | I1 Bound |
| 10% | 2.37 | 3.2 |
| 5% | 2.79 | 3.67 |
| 2.5% | 3.15 | 4.08 |
| 1% | 3.65 | 4.66 |

**المصدر**: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9 وبيانات الجدول رقم (م٢) بالملحق الاحصائي، لمراجعة النتائج التفصيلية للاختبار انظر الجدول رقم (م٥) بالملحق الاحصائي.

والخطوة **الثالثة** تتمثل في تقدير العلاقة طويلة الأجل ونموذج تصحيح الخطأ أو العلاقة قصيرة الأجل. ويوضح جدول رقم (٣) نتيجة تقدير العلاقة طويلة الأجل، وتشير النتائج الى أنه توجد علاقة طردية بين سعر الصرف الحقيقي ونسبة الصادرات الى الواردات، أى أن الارتفاع في سعر الصرف الحقيقي يؤدي الى ارتفاع نسبة الصادرات الى الواردات، مما يتضمن تحسن الميزان التجاري في الأجل الطويل، حيث أن المعلمة الانحدارية للوغاريتم سعر الصرف الحقيقي موجبة ولها معنوية احصائية عند ١%. ونجد أن الارتفاع في سعر الصرف الحقيقي بنسبة ١% يؤدي الى زيادة نسبة الصادرات الى الواردات بنسبة ١,٢٥ % تقريبا. كذلك تشير نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ أو العلاقة قصيرة الأجل الى أنه توجد علاقة طردية بين التغير في سعر الصرف الحقيقي والميزان التجاري في الأجل القصير أيضا حيث أن المعلمة الانحدارية للفروق الاولى للوغاريتم سعر الصرف الحقيقي

DLOG(RER) موجبة ومعنوية عند ١%. ونجد أن القيمة المقدرة لمعامل تصحيح الخطأ EC(−1) سالبة ومعنوية عند ١% مما يؤيد نتائج اختبار الحدود بوجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات النموذج. فضلا عن ذلك تدل قيمة معامل

**جدول رقم (٣): العلاقة طويلة الأجل ونموذج تصحيح الخطأ**

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: LOG(TB)
Selected Model: ARDL(2, 0, 0, 0)
Sample: 2002Q1 2013Q4
Included observations: 46

Cointegrating Form

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DLOG(TB(-1)) | 0.161266 | 0.135414 | 1.190911 | 0.2407 |
| DLOG(YE) | 1.079533 | 0.342594 | 3.151060 | 0.0031 |
| DLOG(YW) | 0.635708 | 0.462643 | 1.374078 | 0.1771 |
| DLOG(RER) | 1.037346 | 0.269117 | 3.854635 | 0.0004 |
| EC(-1) | -0.827971 | 0.150191 | -5.512791 | 0.0000 |

EC = LOG(TB) - (1.3038*LOG(YE) + 0.7678*LOG(YW) + 1.2529 *LOG(RER) – 12.4800 )

Long Run Coefficients

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| LOG(YE) | 1.303830 | 0.402241 | 3.241416 | 0.0024 |
| LOG(YW) | 0.767790 | 0.506312 | 1.516437 | 0.1373 |
| LOG(RER) | 1.252878 | 0.315665 | 3.969007 | 0.0003 |
| C | -12.480023 | 2.743314 | -4.549251 | 0.0000 |

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9 وبيانات جدول رقم (م٢) بالملحق الاحصائي.

التعديل على سرعة التعديل حيث أن ٨٢ % تقريبا من الانحراف عن العلاقة طويلة الأجل يتم تصفيته خلال ثلاثة شهور.

بالنسبة لمتغيرات الدخل، تشير نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل والعلاقة قصيرة الأجل الى وجود علاقة طردية بين الدخل المحلى والميزان التجاري، حيث أن المعلمة الانحدارية للدخل المحلى موجبة ولها معنوية احصائية عند ١%. فالزيادة في الدخل المحلى بنسبة ١% تؤدي الى زيادة نسبة الصادرات الى الواردات بنسبة ١,٣ % تقريبا في الأجل الطويل. وهذا يعنى أن الزيادة في الدخل صاحبها زيادة في انتاج بدائل الواردات وبالتالي تحسن في الميزان التجاري. كذلك توضح النتائج سواء المتعلقة بالعلاقة طويلة الأجل أو العلاقة قصيرة الاجل الى أنه توجد علاقة طردية بين الدخل الأجنبي والميزان التجاري، أي أن الزيادة في الدخل الأجنبي تؤدي الى زيادة نسبة الصادرات الى الواردات، لكن المعلمة الانحدارية للدخل الأجنبي كانت أقل في القيمة مقارنة بقيمة المعلمة الانحدارية للدخل المحلى، وكانت غير معنوية احصائيا.

**ثانيا: في حالة البيانات السنوية للفترة ( ١٩٨٠- ٢٠١٤)**: يوضح الجدول رقم (٤) نتائج تطبيق اختبارات جذر الوحدة على متغيرات النموذج باستخدام البيانات السنوية. وتشير النتائج الى أنه في حالة وجود حد ثابت كان كل المتغيرات تقريبا متكاملة من الدرجة الاولى (1) /، اما في حالة وجود حد ثابت واتجاه زمنى كانت المتغيرات متكاملة من درجات مختلفة، حيث كانت سلسلة لوغاريتم نسبة الصادرات الى الواردات ساكنة أي تتبع (0) /، وسلسلة لوغاريتم الدخل المحلى والأجنبي متكاملة من الدرجة الاولى أي (1) /، وسلسلة لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي متكاملة من الدرجة الثانية أي (2) /.

وتتمثل الخطوة **الثانية** – كما أشرنا سابقا- في اجراء اختبار الحدود لاختبار وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات من خلال تقدير المعادلة رقم (٥) مرة ثانية باستخدام البيانات السنوية للفترة (١٩٨٠-٢٠١٤) واختبار فرض العدم $H_0$: $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ باستخدام اختبار F. وتم تحديد عدد الفجوات الداخلة

**جدول رقم (٤): نتائج تطبيق اختبارات جذر الوحدة على متغيرات النموذج (البيانات السنوية)**

| المتغير | | | | الاختبار |
|---|---|---|---|---|
| LRER | LYW | LYE | LTB | |
| | | | | ADF Test: |
| -2.91 | -1.31 | 1.2 | -2.48 | Constant |
| (0.055) | (0.61) | (0.997) | (0.13) | |
| -3.19 | -1.74 | -4.47 | -3.62 | Constant &Trend |
| (0.10) | (0.71) | (0.01) | (0.043) | |
| | | | | PP Test: |
| -1.85 | -1.39 | -1.23 | -2.7 | Constant |
| (0.35) | (0.58) | (0.65) | (0.08) | |
| -1.94 | -1.83 | -2.29 | -3.67 | Constant & Trend |
| (0.61) | (0.67) | (0.43) | (0.039) | |
| الفروق من الدرجة الاولى | | | | الاختبار |
| D(LRER) | D(LYW) | D(LYE) | D(LTB) | |
| | | | | ADF Test: |
| -3.18 | -5.41 | -3.06 | -7.69 | Constant |
| (0.03) | (0.00) | (0.04) | (0.00) | |
| -3.13 | -5.47 | - | - | Constant &Trend |
| (0.11) | (0.00) | - | - | |
| | | | | PP Test: |
| -2.99 | -5.42 | -3.42 | -7.66 | Constant |
| (0.046) | (0.00) | (0.02) | (0.00) | |
| -2.92 | -6.13 | -3.65 | - | Constant & Trend |
| (0.16) | (0.00) | (0.042) | - | |
| درجة تكامل المتغير | | | | |
| I(1) | I(1) | I(1) | I(1) | Constant |
| I(2) | I(1) | I(1) | I(0) | C & T |

**المصدر:** اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9، وبيانات جدول رقم (م١) بالملحق الاحصائي، القيم بين الاقواس تمثل الـ p-value.

في النموذج تلقائيا باستخدام اختبار Akiake Information Criteria (AIC)، وكان النموذج الأفضل ARDL(3, 1, 4, 1)، حيث يتضمن النموذج ثلاث فترات ابطاء في المتغير التابع، وفترة ابطاء واحدة في متغير الدخل المحلى، وأربع فترات

ابطاء في متغير الدخل الأجنبي، وفترة ابطاء واحدة في متغير سعر الصرف الحقيقي. ويوضح جدول رقم (٥) نتائج اختبار الحدود، ونجد أن قيمة احصائية F تعادل ٢,١١ تقريبا وهى أقل من الحد الأدنى للقيمة الحرجة لـ F عند المستويات المختلفة للمعنوية (١٠%، ٥%، ١%)، وبالتالي نستنتج أنه لا توجد علاقة توازن طويلة الأجل بين المتغيرات. ومما يؤيد نتيجة هذا الاختبار أنه عندما تم تقدير نموذج تصحيح الخطأ كانت القيمة المقدرة لمعامل تصحيح الخطأ موجبة وغير معنوية، انظر الجدول رقم (م٩) بالملحق الاحصائي.

**جدول رقم (٥): اختبار التكامل المشترك –اختبار الحدود**

| ARDL Bounds Test<br>Sample: 1984 2013<br>Included observations: 30<br>Null Hypothesis: No long-run relationships exist | | |
|---|---|---|
| Test Statistic | Value | k |
| F-statistic | 2.109520 | 3 |
| Critical Value Bounds | | |
| Significance | I0 Bound | I1 Bound |
| 10% | 2.37 | 3.2 |
| 5% | 2.79 | 3.67 |
| 2.5% | 3.15 | 4.08 |
| 1% | 3.65 | 4.66 |

**المصدر:** اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9 وبيانات جدول رقم (م١) بالملحق الاحصائي، ولمراجعة النتائج التفصيلية للاختبار انظر الجدول رقم (م٨) بالملحق الاحصائي.

بناءا على النتائج السابقة تم اعادة صياغة المعادلة رقم (٣) على الشكل التالي:

$$D(Log\ TB_t) = a_o + a_1 D(\log TB_{t-1}) + a_2 D(\log YE_t) + a_3 D(\log YW_t) + a_4 D(\log RER_t) + u_t \quad (6)$$

حيث تشير D الى الفروق من الدرجة الأولى the first difference. وقد تم تحويل المتغيرات الى الفروق من الدرجة الأولى للتخلص من عدم سكون المتغيرات، ولتجنب مشكلة الانحدار الزائف spurious regression، ومشكلة الارتباط الذاتى التى تظهر عند تقدير المعادلة رقم (٣). وقد تم تقدير المعادلة رقم (٦) باستخدام البيانات السنوية وطريقة المربعات الصغرى OLS، ويوضح الجدول رقم (٦) نتائج التقدير. وتشير النتائج الى وجود علاقة طردية بين سعر الصرف الحقيقي والميزان التجاري، حيث أن القيمة المقدرة للمعلمة الانحدارية للفروق الأولى لسعر الصرف الحقيقي $a_4$ موجبة ومعنوية عند ٥%. ووفقا للنتائج نجد أن الزيادة في معدل نمو سعر الصرف الحقيقي بنقطة مئوية واحدة يؤدى الى زيادة معدل النمو في نسبة الصادرات الى الواردات ٠,٦ نقطة مئوية تقريبا. بالنسبة لمتغيرات الدخل، أسفرت النتائج عن وجود علاقة عكسية بين الدخل المحلى ونسبة الصادرات الى الواردات ولكنها غير معنوية. كذلك وجدت علاقة طردية بين الدخل الأجنبي ونسبة الصادرات الى الواردات ولكنها أيضا غير معنوية.

## ٩- الخلاصة :

استهدفت الدراسة الحالية تحليل العلاقة بين تغيرات سعر الصرف والميزان التجاري في مصر، وقياس أثر التغيرات في سعر الصرف على الميزان التجاري في الأجل الطويل والأجل القصير. وقد استخدم البحث تحليل التكامل المشترك مدخل اختبار الحدود ونموذج تصحيح الخطأ في دراسة العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاري. واعتمدت الدراسة على بيانات صندوق النقد الدولي، واستخدمت في التحليل سلسلتين زمنيتين، الأولى بيانات ربع سنوية للفترة (٢٠٠٢-٢٠١٣)، والثانية بيانات سنوية للفترة (١٩٨٠- ٢٠١٤).

جدول رقم (٦)

| Dependent Variable: D(LOG(TB))<br>Method: Least Squares<br>Sample (adjusted): 1983 2013<br>Included observations: 31 after adjustments | | |
|---|---|---|
| Variable | Coefficient | P-value. |
| C | 0.131273 | 0.2024 |
| D(LOG(TB(-1))) | -0.357942 | 0.0283 |
| D(LOG(YE)) | -2.865885 | 0.1903 |
| D(LOG(YW)) | 1.008713 | 0.2514 |
| D(LOG(RER)) | 0.595816 | 0.0100 |
| R-squared | 0.402832 | |
| Adjusted R-squared | 0.310960 | |
| F-statistic | 4.384708 | 0.0076 |
| **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:** | | |
| F-statistic | 0.246210 | 0.7837 |
| Obs*R-squared | 0.623255 | 0.7323 |
| **Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey:** | | |
| F-statistic | 1.819093 | 0.1554 |
| Obs*R-squared | 6.778609 | 0.1481 |
| Scaled explained SS | 5.721528 | 0.2209 |
| **Normality Test:** | | |
| Jarque-Bera | 0.748722 | 0.6877 |

**المصدر**: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9 وبيانات جدول رقم (م١) بالملحق الاحصائي. ولمراجعة النتائج التفصيلية للتقدير انظر الجداول رقم (م١٠)، ورقم (م١١)، ورقم (م١٢)، والشكل رقم (م١٢) والشكل رقم (م١٣) بالملحق الاحصائي.

وتوصلت الدراسة الى وجود علاقة طردية بين سعر الصرف الحقيقى والميزان التجاري في الأجل الطويل وفى الأجل القصير. حيث تفيد نتائج التقدير باستخدام البيانات الربع سنوية أنه توجد علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي ونسبة الصادرات الى الواردات، وأن الارتفاع فى سعر الصرف الحقيقي يحسن الميزان التجاري في الأجل الطويل وفي الأجل القصير.

وبالنسبة لمتغيرات الدخل، تشير نتائج التقدير باستخدام البيانات الربع سنوية للعلاقة طويلة الأجل والعلاقة قصيرة الأجل الى وجود علاقة طردية بين الدخل المحلى والميزان التجاري، حيث أن المعلمة الانحدارية للدخل المحلى كانت موجبة ولها معنوية احصائية عند ١%. وهذا يعنى أن الزيادة في الدخل صاحبها زيادة في انتاج بدائل الواردات وبالتالي تحسن في الميزان التجاري. كذلك توضح النتائج سواء المتعلقة بالعلاقة طويلة الأجل أو العلاقة قصيرة الأجل الى أنه توجد علاقة طردية بين الدخل الأجنبي والميزان التجاري، لكن كانت غير معنوية احصائيا.

على الجانب الأخر لا تؤيد النتائج باستخدام البيانات السنوية وجود علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي والميزان التجاري، وان كانت تؤكد على أن الارتفاع في سعر الصرف الحقيقي يحسن الميزان التجاري في حالة مصر.

**الخلاصة** أن النتائج تأتي فى صالح أنه توجد علاقة طردية بين سعر الصرف الحقيقي ونسبة الصادرات الى الواردات، وبالتالي الانخفاض في القيمة الخارجية الحقيقية للجنيه المصري يمكن أن يساهم في تحسن الميزان التجاري.

## المراجع


أ- المراجع باللغة العربية:

١. مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار -مجلس الوزراء، **حساب سعري الصرف الاسمي والحقيقي الفعالين في مصر: الاصدارة الثانية**، نوفمبر ٢٠٠٥.

٢. مرسى، طارق عبد الفتاح ، **دراسة ونظام للتنبؤ بسعر صرف الجنيه المصري**، مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار – مجلس الوزراء، يوليو ٢٠٠٣.

٣. طلب، محمد عبدالعظيم "مدى ملاءمة تحليل المرونات لتخفيض سعر الصرف على البلاد النامية: دراسة تطبيقية" **المجلة المصرية للدراسات التجارية- جامعة المنصورة**، مجلد ١٧، عدد ١، ١٩٩٣، ص. ٣٤٥-٣٦٣.

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

٢- المراجع باللغة الأجنبية:

1. Aftab, Zehra and Aurangzeb, "The Long-run and Short-run Impact of Exchange Rate Devaluation on Pakistan's Trade Performance", **The Pakistan Development Review**, Vol. 41, No. 3, Autumn 2002, Pp. 277-286. http://www.jstor.org/stable/41260470, Accessed: 09-07-2015.
2. Asif, Muhammad and Kashif, Rashid " Time Series Analysis of Real Effective Exchange Rates on Trade Balance in Pakistan" **Journal of Yasar University,** vol. 18, No. 5, 2010, pp. 3038-3044.
3. Bahmani-Oskooee, Mohsen, "Devaluation and the J-curve: some evidence from LDCs", **The Review of Economics and Statistics**, August 1985, No. 3, Pp. 500-504.
4. Bahmani-Oskooee, M. Mohsen and Goswami, Gour G.," A Disaggregated Approach to Test the J-Curve Phenomenon: Japan versus Her Major Trading Partners", **Journal of Economics and Finance**, Volume 27, Number I, spring 2003, Pp. 102-113.
5. Bahmani-Oskooee, Mohsen and Harvey, Hanafiah, " The J-curve: Malaysia versus her major trading partners", **Applied Economics**, vol. 42, 2010, pp. 1067–1076.
6. Bahmani-Oskooee, Mohsen and Ratha, Artatrana, " The J-curve: a literature review ", **Applied Economics**, vol. 36, 2004, pp. 1377–1398.
7. Bahmani-Oskooee, Mohsen and Ratha, Artatrana "The J-curve Dynamics of U.S Bilateral Trade", **Journal of Economics and Finance**, vol. 28, No. 1, spring 2004, pp. 32-38.

8. Brada, Josef C.; Kutan, Alim; and Zhou, Su," The Exchange Rate and Balance Trade: The Turkish Experience" **The Journal of Development Studies**, vol. 33, No. 5, June 1997, pp. 675-692.
9. Cantavella-Jordá, Manuel and Suárez-Burguet, Celestino," Long-run and Short-run Effects of Exchange Rate Movements for Major EU Countries: Cointegration and Error-Correction Modeling", **Journal of Economic Integration**, Vol. 13, No. 4, 1998, pp. 606-625. http://www.jstor.org/stable/23000377. Accessed: 09-07-2015.
10. Georgopoulos, George J.," The J-curve Revisited: An Empirical Analysis for Canada", **Atlantic Economic Society**, July 2008, pp. 315-332.
11. Jamilov, Rustam," J-Curve Dynamics and the Marshall-Lerner Condition: Evidence from Azerbaijan" **Transition Studies Review**, vol. 19, February 2013, pp. 313-323. http://link.springer.com/article/10.1007/s11300-012-0240-8.
12. Khatoon, Rabeya and Rahman, Mohammad, "Assessing the Existence of the J-Curve Effect in Bangladesh", **The Bangladesh Development Studies**, Vol. 32, No. 2 (June 2009), pp. 79-99. http://www.jstor.org/stable/40795723 Accessed: 09-07-2015.
13. Kutlu, Sinem," changes in exchange rate and the balance of trade: A literature survey with reference to Turkey's foreign trade", **Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, Cilt: 27, Sayı: 2, 2013.**
14. Lai, Anil K. and Lowinger, Thomas C., " The J-Curve: Evidence from East Asia", **Journal of Economic Integration**, vol. 17, No. 2 (June 2002), Pp. 397-415, http://www.jstor.org/stable/23000659, Accessed: 09-07-2015.
15. 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.
16. Rehman, Hafeez UR, and Afzal, Muhammad," The J Curve Phenomenon: An Evidence from Pakistan" **Pakistan Economic and Social Review**, Vol. 41, No. 1/2, (2003), pp. 45-58. http://www.jstor.org/stable/25825244 Accessed: 09-07-2015.
17. Yazici, Mehmet, "Is there a J-curve in Turkish services?" **Qual Quant**, vol. 44, 2010, pp. 167-172.

## الملحق الاحصائي

### جدول رقم (م ١): البيانات السنوية

| I | E | YW | YE | PUS | PEG | ER | obs |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 4859.850 | 3045.970 | 64.02000 | NA | 37.79000 | 4.020000 | 0.700000 | **1980** |
| 8839.130 | 3232.880 | 63.93000 | NA | 41.69000 | 4.430000 | 0.700000 | **1981** |
| 9077.990 | 3120.200 | 62.32000 | 25.30000 | 44.25000 | 5.090000 | 0.700000 | **1982** |
| 10275.30 | 3214.710 | 63.52000 | 26.58000 | 45.68000 | 5.910000 | 0.700000 | **1983** |
| 10765.70 | 3139.910 | 67.88000 | 29.18000 | 47.65000 | 6.920000 | 0.700000 | **1984** |
| 5495.400 | 1838.140 | 69.56000 | 30.87000 | 49.35000 | 7.750000 | 0.700000 | **1985** |
| 8679.900 | 2214.270 | 70.62000 | 32.33000 | 50.26000 | 9.600000 | 0.700000 | **1986** |
| 7596.200 | 2037.190 | 73.40000 | 33.57000 | 52.14000 | 11.49000 | 0.700000 | **1987** |
| 8657.300 | 2120.410 | 76.86000 | 35.40000 | 54.23000 | 13.52000 | 0.700000 | **1988** |
| 7434.200 | 2564.610 | 79.42000 | 37.14000 | 56.85000 | 16.40000 | 1.100000 | **1989** |
| 9215.500 | 2585.150 | 81.15000 | 39.26000 | 59.92000 | 19.15000 | 2.000000 | **1990** |
| 7861.800 | 3659.000 | 81.29000 | 39.69000 | 62.46000 | 22.93000 | 3.330000 | **1991** |
| 8244.700 | 3051.300 | 80.61000 | 41.47000 | 64.35000 | 26.06000 | 3.340000 | **1992** |
| 8184.200 | 2243.900 | 76.34000 | 42.67000 | 66.25000 | 29.21000 | 3.370000 | **1993** |
| 10185.10 | 3463.300 | 79.41000 | 44.37000 | 67.98000 | 31.59000 | 3.390000 | **1994** |
| 11738.80 | 3434.700 | 82.37000 | 46.43000 | 69.88000 | 36.56000 | 3.390000 | **1995** |
| 13018.60 | 3534.500 | 84.26000 | 48.74000 | 71.93000 | 39.19000 | 3.390000 | **1996** |
| 13211.10 | 3920.600 | 88.18000 | 51.42000 | 73.61000 | 41.00000 | 3.390000 | **1997** |
| 16166.20 | 3130.430 | 93.28000 | 55.30000 | 74.76000 | 42.59000 | 3.390000 | **1998** |
| 16022.10 | 3559.360 | 96.07000 | 58.68000 | 76.39000 | 43.90000 | 3.410000 | **1999** |
| 13963.00 | 4674.900 | 100.9300 | 61.84000 | 78.97000 | 45.08000 | 3.690000 | **2000** |
| 12750.10 | 4127.300 | 97.99000 | 64.02000 | 81.20000 | 46.10000 | 4.490000 | **2001** |
| 12496.10 | 4686.700 | 97.76000 | 66.06000 | 82.49000 | 47.36000 | 4.500000 | **2002** |
| 10878.10 | 6162.800 | 98.10000 | 68.17000 | 84.36000 | 49.50000 | 6.150000 | **2003** |
| 12831.40 | 7682.800 | 101.2000 | 70.96000 | 86.62000 | 55.08000 | 6.130000 | **2004** |
| 19815.60 | 10652.20 | 103.3800 | 74.13000 | 89.56000 | 57.76000 | 5.730000 | **2005** |
| 20722.40 | 13694.40 | 106.7000 | 79.20000 | 92.45000 | 62.17000 | 5.700000 | **2006** |
| 27063.30 | 16200.40 | 109.8600 | 84.78000 | 95.09000 | 67.97000 | 5.500000 | **2007** |
| 48774.60 | 26246.30 | 107.3200 | 90.85000 | 98.74000 | 80.42000 | 5.500000 | **2008** |
| 44946.10 | 23061.90 | 92.56000 | 95.07000 | 98.39000 | 89.88000 | 5.480000 | **2009** |
| 52922.80 | 26437.80 | 100.0000 | 100.0000 | 100.0000 | 100.0000 | 5.790000 | **2010** |
| 58903.10 | 30527.60 | 101.9700 | 101.7500 | 103.1600 | 110.0500 | 6.020000 | **2011** |
| 65774.40 | 29409.20 | 102.3200 | 105.5500 | 105.2900 | 117.8900 | 6.310000 | **2012** |
| 59661.70 | 28493.00 | 102.5500 | 107.1600 | 106.8300 | 129.0000 | 6.940000 | **2013** |
| 61010.40 | 24735.80 | 104.8400 | NA | 108.5700 | 142.0800 | 7.140000 | **2014** |

## جدول رقم (م ٢): البيانات الربع سنوية

| I | E | YW | YE | PUS | PEG | ER | Obs |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2942.500 | 1159.400 | 96.35000 | 69.60000 | 81.58000 | 46.93000 | 4.500000 | **2002Q1** |
| 3090.800 | 1255.100 | 97.92000 | 65.13000 | 82.47000 | 47.18000 | 4.500000 | **2002Q2** |
| 3243.000 | 1184.500 | 96.91000 | 64.99000 | 82.82000 | 47.49000 | 4.500000 | **2002Q3** |
| 3219.800 | 1087.700 | 99.86000 | 64.51000 | 83.08000 | 47.86000 | 4.500000 | **2002Q4** |
| 2689.800 | 1599.100 | 98.27000 | 71.90000 | 83.92000 | 48.43000 | 5.730000 | **2003Q1** |
| 2592.500 | 1536.700 | 97.23000 | 67.29000 | 84.23000 | 49.05000 | 6.030000 | **2003Q2** |
| 2559.700 | 1445.300 | 95.84000 | 66.88000 | 84.64000 | 49.76000 | 6.130000 | **2003Q3** |
| 3036.100 | 1581.700 | 101.0400 | 66.60000 | 84.66000 | 50.75000 | 6.150000 | **2003Q4** |
| 2622.300 | 1813.400 | 100.9600 | 74.97000 | 85.42000 | 53.05000 | 6.170000 | **2004Q1** |
| 3043.400 | 1903.300 | 101.2400 | 70.15000 | 86.64000 | 54.90000 | 6.190000 | **2004Q2** |
| 3455.100 | 1896.100 | 99.19000 | 69.46000 | 86.95000 | 55.57000 | 6.230000 | **2004Q3** |
| 3710.600 | 2070.000 | 103.3800 | 69.25000 | 87.47000 | 56.78000 | 6.130000 | **2004Q4** |
| 4521.100 | 2172.700 | 102.5100 | 77.89000 | 88.02000 | 56.95000 | 5.790000 | **2005Q1** |
| 5101.500 | 2316.200 | 103.8800 | 73.29000 | 89.20000 | 57.56000 | 5.780000 | **2005Q2** |
| 5140.100 | 2645.400 | 101.1800 | 72.66000 | 90.28000 | 57.93000 | 5.750000 | **2005Q3** |
| 5052.900 | 3517.900 | 105.9300 | 72.66000 | 90.74000 | 58.60000 | 5.730000 | **2005Q4** |
| 4962.700 | 3408.800 | 106.1100 | 82.64000 | 91.23000 | 59.05000 | 5.740000 | **2006Q1** |
| 4831.000 | 3495.900 | 106.3600 | 78.24000 | 92.77000 | 60.83000 | 5.750000 | **2006Q2** |
| 5479.100 | 3244.900 | 104.8800 | 77.62000 | 93.29000 | 63.11000 | 5.730000 | **2006Q3** |
| 5449.600 | 3544.800 | 109.4400 | 78.31000 | 92.50000 | 65.70000 | 5.700000 | **2006Q4** |
| 6119.400 | 3918.000 | 109.3600 | 84.64000 | 93.44000 | 66.46000 | 5.690000 | **2007Q1** |
| 6576.800 | 3963.000 | 109.3900 | 83.37000 | 95.23000 | 66.85000 | 5.690000 | **2007Q2** |
| 6495.200 | 3620.200 | 107.9600 | 83.51000 | 95.50000 | 68.33000 | 5.580000 | **2007Q3** |
| 7871.900 | 4699.200 | 112.7200 | 87.60000 | 96.18000 | 70.23000 | 5.500000 | **2007Q4** |
| 7894.100 | 6110.900 | 111.2900 | 89.65000 | 97.27000 | 74.64000 | 5.440000 | **2008Q1** |
| 13310.30 | 7880.100 | 110.2400 | 93.75000 | 99.40000 | 79.41000 | 5.320000 | **2008Q2** |
| 14937.40 | 7396.200 | 105.6400 | 95.39000 | 100.5600 | 83.62000 | 5.450000 | **2008Q3** |
| 12632.80 | 4859.100 | 102.1300 | 93.39000 | 97.72000 | 84.00000 | 5.500000 | **2008Q4** |
| 10497.70 | 5085.500 | 91.02000 | 93.52000 | 97.23000 | 84.59000 | 5.630000 | **2009Q1** |
| 10259.00 | 5855.500 | 90.29000 | 98.08000 | 98.26000 | 87.86000 | 5.590000 | **2009Q2** |
| 11987.30 | 5528.500 | 92.09000 | 99.81000 | 98.93000 | 91.92000 | 5.490000 | **2009Q3** |
| 12202.10 | 6592.400 | 96.82000 | 98.03000 | 99.13000 | 95.12000 | 5.480000 | **2009Q4** |
| 12253.40 | 6433.800 | 97.51000 | 98.76000 | 99.53000 | 95.50000 | 5.490000 | **2010Q1** |
| 12230.10 | 6989.400 | 99.57000 | 103.3600 | 100.0000 | 97.02000 | 5.680000 | **2010Q2** |
| 13781.90 | 6371.300 | 99.60000 | 105.2700 | 100.0900 | 102.3800 | 5.680000 | **2010Q3** |
| 14657.40 | 6643.300 | 103.3200 | 103.5400 | 100.3900 | 105.1100 | 5.790000 | **2010Q4** |
| 12722.30 | 7175.200 | 101.6000 | 94.48000 | 101.6600 | 105.9600 | 5.950000 | **2011Q1** |
| 15084.60 | 8592.500 | 100.7300 | 103.7200 | 103.4300 | 108.5600 | 5.960000 | **2011Q2** |
| 15641.20 | 7243.900 | 101.7100 | 105.5400 | 103.8500 | 111.6100 | 5.950000 | **2011Q3** |
| 15455.00 | 7516.000 | 103.8400 | 103.9500 | 103.6900 | 114.0800 | 6.020000 | **2011Q4** |
| 16172.00 | 7457.000 | 103.7500 | 100.4700 | 104.5200 | 115.4500 | 6.030000 | **2012Q1** |
| 16117.60 | 7408.800 | 102.4200 | 106.0300 | 105.3800 | 117.3800 | 6.050000 | **2012Q2** |

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 16818.10 | 7034.800 | 100.7700 | 109.2100 | 105.6100 | 118.6800 | 6.080000 | **2012Q3** |
| 16666.70 | 7508.600 | 102.3400 | 106.5100 | 105.6500 | 120.0400 | 6.310000 | **2012Q4** |
| 15945.10 | 7780.900 | 101.1500 | 102.6700 | 106.2800 | 123.9600 | 6.790000 | **2013Q1** |
| 14817.00 | 7572.000 | 102.3100 | 107.5900 | 106.8500 | 127.5800 | 7.010000 | **2013Q2** |
| 13652.00 | 6395.000 | 101.7900 | 110.3500 | 107.2500 | 130.3600 | 6.880000 | **2013Q3** |
| 15247.60 | 6745.100 | 104.9300 | 108.0400 | 106.9600 | 134.0900 | 6.940000 | **2013Q4** |

er سعر الصرف الاسمى وهو عدد الجنيهات المصرية المطلوبة لشراء دولار أمريكي واحد.

Peg الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI) داخل الاقتصاد المصري (100=2010).

PUS الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI) داخل الاقتصاد الأمريكي (100=2010).

YE الرقم القياسي لحجم الناتج المحلي الاجمالى لمصر ( 100=2010).

YW الرقم القياسي للناتج الصناعي للدول المتقدمة ( 100=2010).

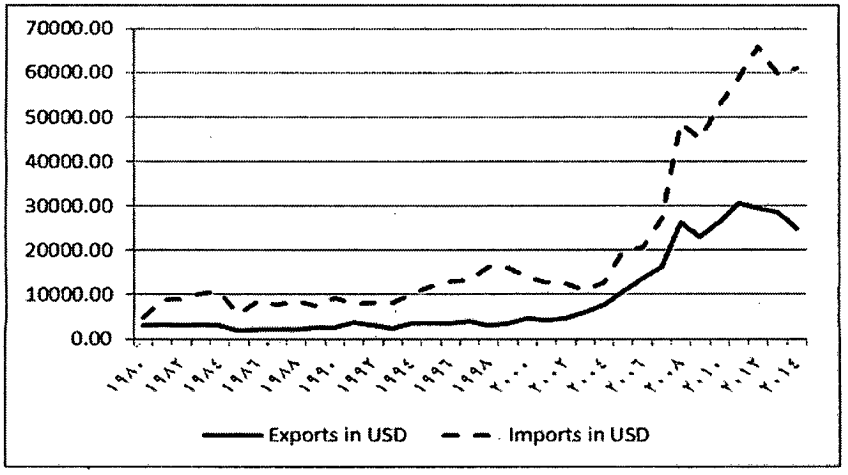
E اجمالي الصادرات المصرية (مليون دولار أمريكى، F.O.B).

I اجمالي الواردات المصرية (مليون دولار أمريكى، C.I.F).

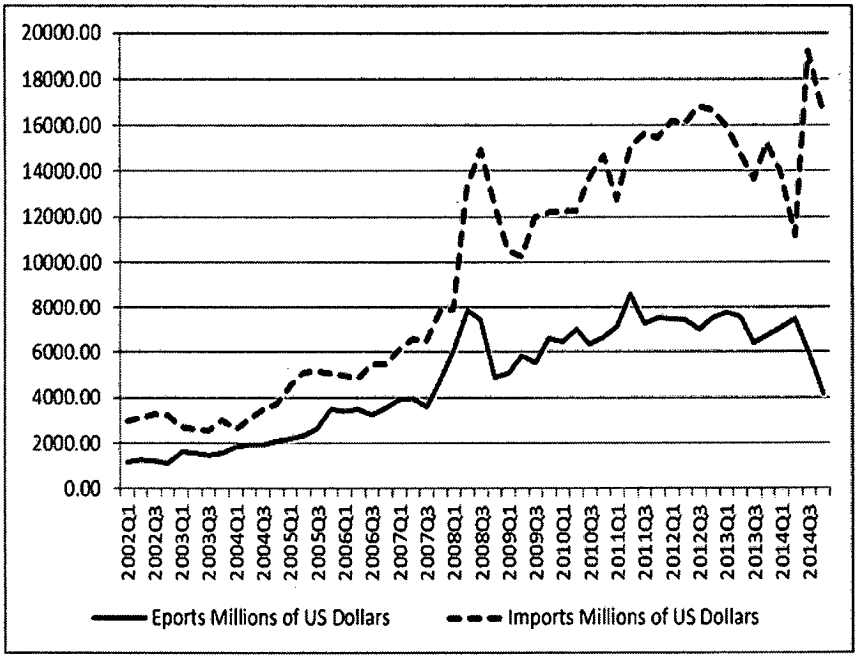
**المصدر:**

IMF, **International Finance Statistics**, **CD**-ROM, October 2015.

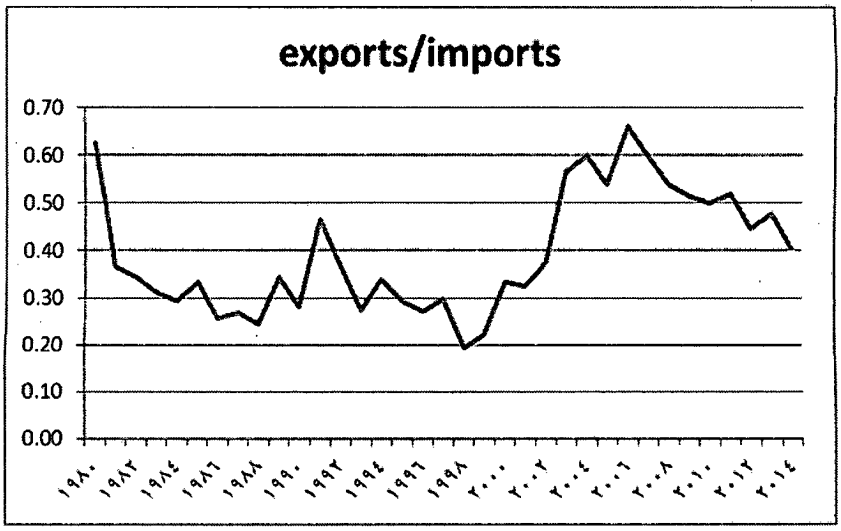
شكل رقم (م١): تطور الصادرات والواردات (١٩٨٠-٢٠١٤) (مليون $)



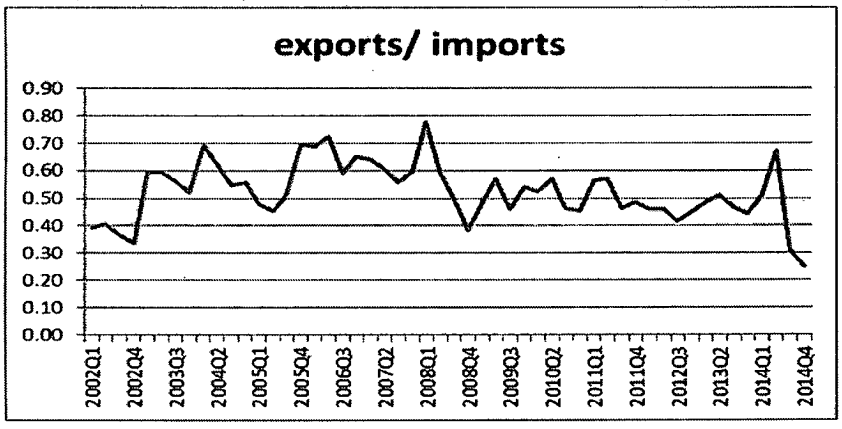

شكل رقم (م٢): تطور الصادرات والواردات (٢٠٠٢-٢٠١٤) (مليون $)



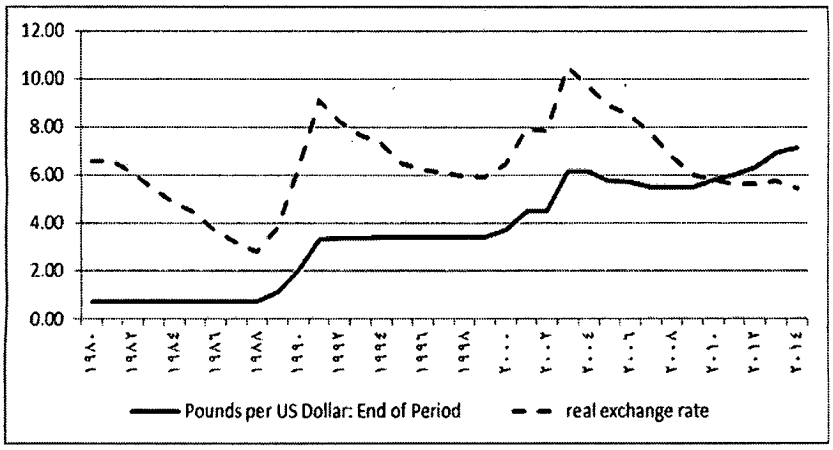
شكل رقم (م٣): تطور نسبة الصادرات الى الواردات (١٩٨٠-٢٠١٤)



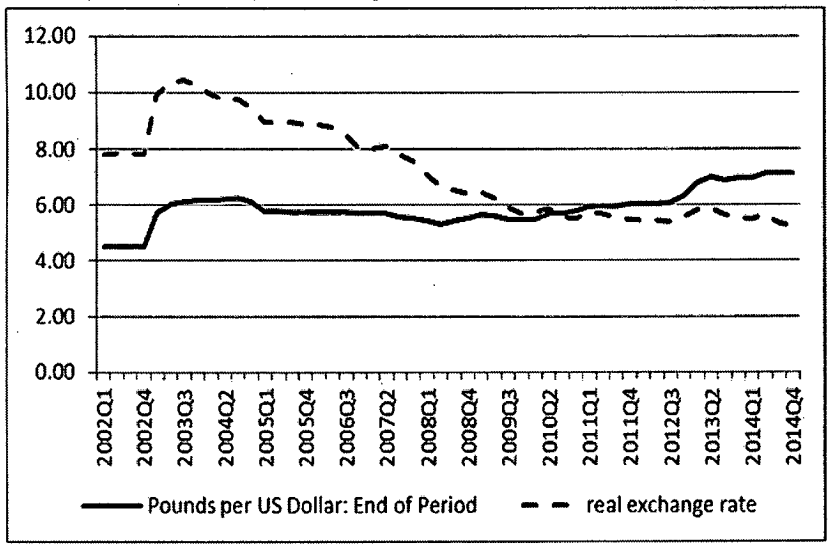

شكل رقم (م٤): تطور نسبة الصادرات الى الواردات (٢٠٠٢-٢٠١٤)



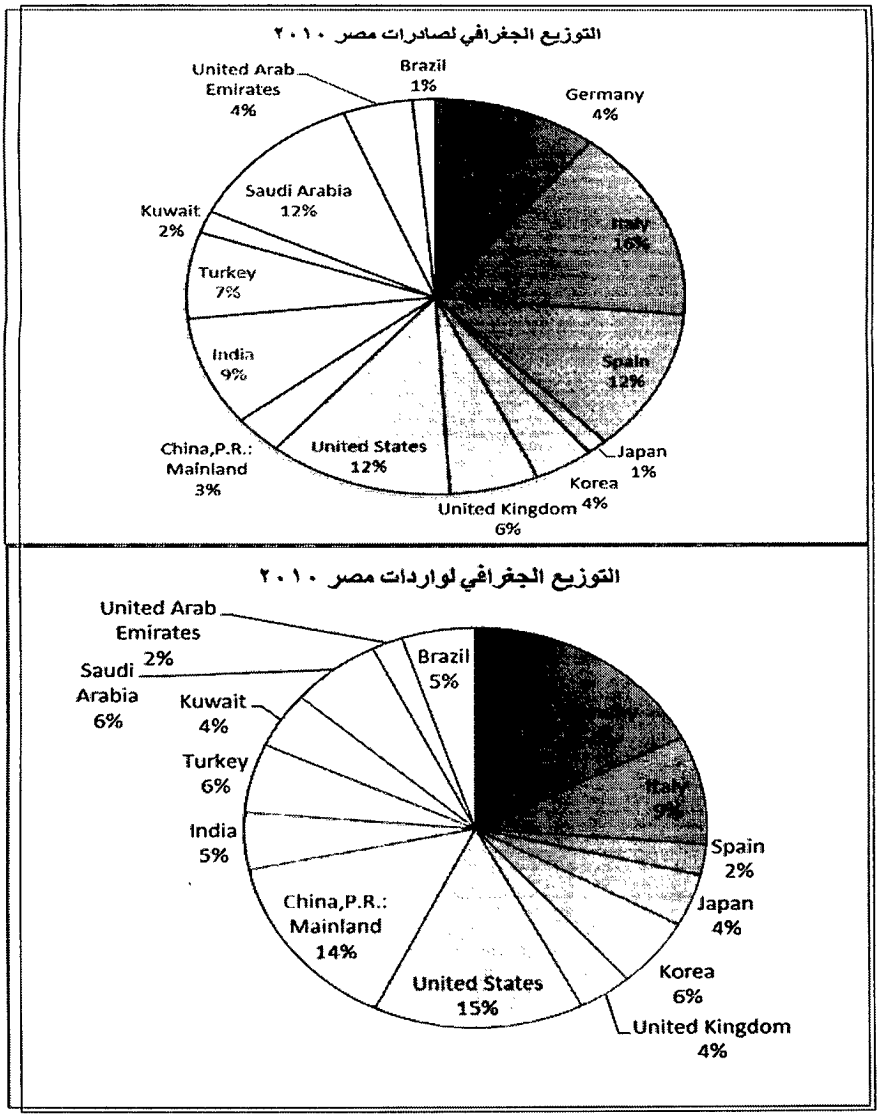
شكل رقم (م٥): تطور سعر الصرف الحقيقي والاسمى (١٩٨٠-٢٠١٤)




شكل رقم (م٦): تطور سعر الصرف الحقيقي والاسمى (٢٠٠٢-٢٠١٤)



شكل رقم (م٧): التوزيع الجغرافي لصادرات وواردات مصر ٢٠١٠

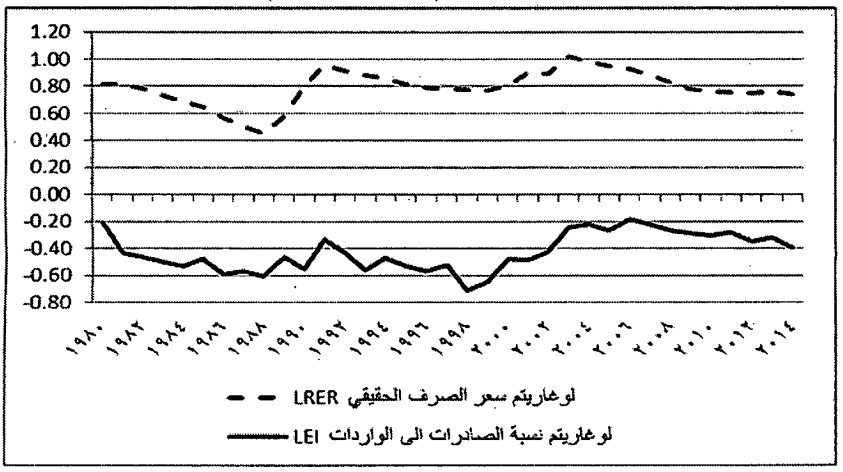



ملاحظة: الدول الموضحة في الرسم تمثل ٥٣% من صادرات مصر، و ٦٤% من الواردات.

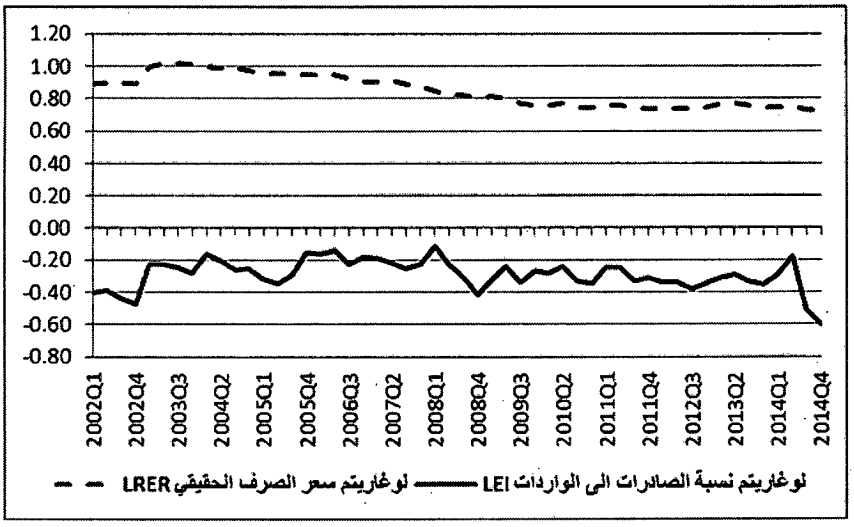
**المصدر**: اعداد الباحثة باستخدام بيانات صندوق النقد الدولى.

IMF, **Direction of Trade Statistics**, CD-ROM, October 2015.

شكل رقم (م٨): تطور لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي و لوغاريتم نسبة الصادرات الى الواردات (١٩٨٠-٢٠١٤)




شكل رقم (م٩): تطور لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي و لوغاريتم نسبة الصادرات الى الواردات (٢٠٠٢-٢٠١٤)



## أولا: نتائج البيانات الربع سنوية

### جدول رقم (م ٢)

Dependent Variable: LOG(TB)
Method: ARDL
Sample (adjusted): 2002Q3 2013Q4
Included observations: 46 after adjustments
Maximum dependent lags: 6 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (6 lags, automatic): LOG(YE) LOG(YW) LOG(RER)
*Fixed* regressors: C
Number of models evalulated: 2058
Selected Model: ARDL(2, 0, 0, 0)
Note: final equation sample is larger than selection sample

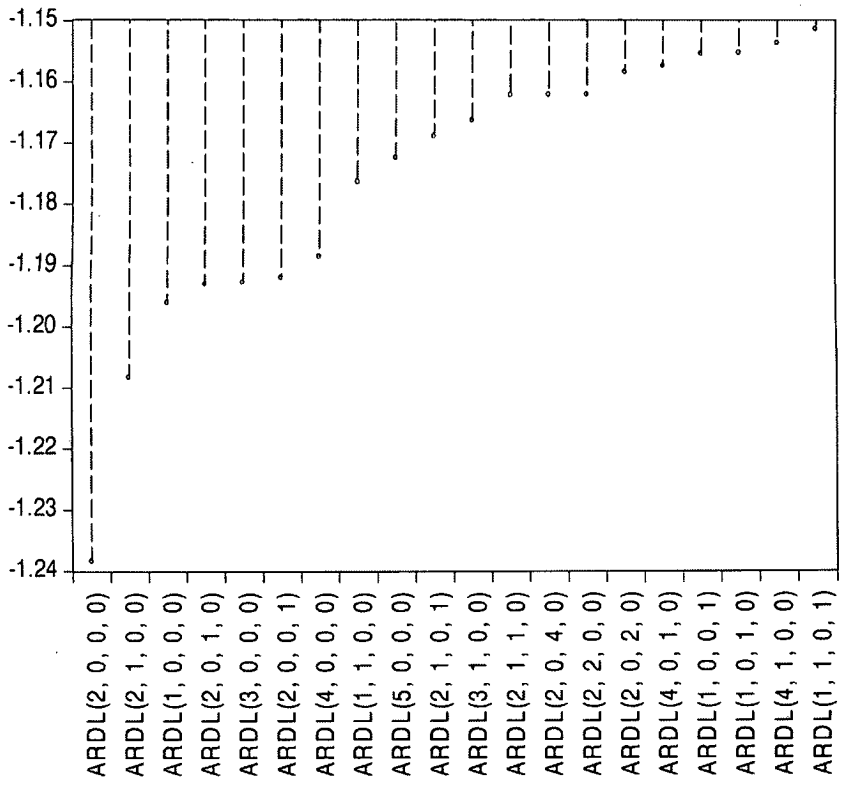
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|---|
| LOG(TB(-1)) | 0.333296 | 0.145359 | 2.292912 | 0.0272 |
| LOG(TB(-2)) | -0.161266 | 0.135414 | -1.190911 | 0.2407 |
| LOG(YE) | 1.079533 | 0.342594 | 3.151060 | 0.0031 |
| LOG(YW) | 0.635708 | 0.462643 | 1.374078 | 0.1771 |
| LOG(RER) | 1.037346 | 0.269117 | 3.854635 | 0.0004 |
| C | -10.33309 | 2.928619 | -3.528316 | 0.0011 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.556321 | Mean dependent var | -0.637505 |
| Adjusted R-squared | 0.500861 | S.D. dependent var | 0.178105 |
| S.E. of regression | 0.125831 | Akaike info criterion | -1.186649 |
| Sum squared resid | 0.633336 | Schwarz criterion | -0.948131 |
| Log likelihood | 33.29293 | Hannan-Quinn criter. | -1.097299 |
| F-statistic | 10.03105 | Durbin-Watson stat | 1.820321 |
| Prob(F-statistic) | 0.000003 | | |

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

شكل رقم (م.١)

Akaike Information Criteria (top 20 models)



## جدول رقم (م ٤)

Sample: 2002Q1 2013Q4
Included observations: 46
Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| . \| . \| | . \| . \| | 1 | 0.073 | 0.073 | 0.2603 | 0.610 |
| . \| . \| | . \| . \| | 2 | -0.025 | -0.030 | 0.2904 | 0.865 |
| .*\| . \| | .*\| . \| | 3 | -0.104 | -0.101 | 0.8456 | 0.839 |
| . \|*. \| | . \|*. \| | 4 | 0.159 | 0.176 | 2.1737 | 0.704 |
| . \|*. \| | . \|*. \| | 5 | 0.114 | 0.087 | 2.8783 | 0.719 |
| **\| . \| | **\| . \| | 6 | -0.221 | -0.256 | 5.5832 | 0.471 |
| . \|*. \| | . \|** \| | 7 | 0.136 | 0.243 | 6.6354 | 0.468 |
| . \| . \| | . \| . \| | 8 | 0.017 | -0.034 | 6.6525 | 0.575 |
| . \| . \| | . \| . \| | 9 | 0.062 | -0.046 | 6.8823 | 0.649 |
| **\| . \| | .*\| . \| | 10 | -0.249 | -0.149 | 10.677 | 0.383 |
| .*\| . \| | . \| . \| | 11 | -0.098 | -0.064 | 11.288 | 0.419 |
| . \| . \| | .*\| . \| | 12 | -0.061 | -0.159 | 11.527 | 0.484 |
| . \|*. \| | . \|*. \| | 13 | 0.075 | 0.162 | 11.906 | 0.535 |
| . \| . \| | . \| . \| | 14 | 0.009 | -0.019 | 11.912 | 0.613 |
| . \| . \| | . \|*. \| | 15 | 0.025 | 0.101 | 11.956 | 0.682 |
| . \| . \| | . \| . \| | 16 | 0.035 | -0.015 | 12.047 | 0.741 |
| . \| . \| | . \| . \| | 17 | -0.042 | -0.008 | 12.181 | 0.789 |
| .*\| . \| | .*\| . \| | 18 | -0.093 | -0.168 | 12.867 | 0.799 |
| .*\| . \| | . \| . \| | 19 | -0.148 | -0.044 | 14.662 | 0.744 |
| . \|*. \| | . \|*. \| | 20 | 0.143 | 0.085 | 16.411 | 0.691 |

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

## جدول رقم (م ٥)

ARDL Bounds Test
Sample: 2002Q3 2013Q4
Included observations: 46
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

| Test Statistic | Value | k |
|---|---|---|
| F-statistic | 3.648353 | 3 |

Critical Value Bounds

| Significance | I0 Bound | I1 Bound |
|---|---|---|
| 10% | 2.37 | 3.2 |
| 5% | 2.79 | 3.67 |
| 2.5% | 3.15 | 4.08 |
| 1% | 3.65 | 4.66 |

Test Equation:
Dependent Variable: DLOG(TB)
Method: Least Squares
Sample: 2002Q3 2013Q4
Included observations: 46

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DLOG(TB(-1)) | 0.183507 | 0.157212 | 1.167256 | 0.2500 |
| C | -5.299589 | 3.567664 | -1.485451 | 0.1453 |
| LOG(YE(-1)) | 0.259634 | 0.406516 | 0.638680 | 0.5267 |
| LOG(YW(-1)) | 0.613633 | 0.504974 | 1.215178 | 0.2314 |
| LOG(RER(-1)) | 0.420532 | 0.341217 | 1.232450 | 0.2250 |
| LOG(TB(-1)) | -0.743618 | 0.203927 | -3.646488 | 0.0008 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.324470 | Mean dependent var | 0.001861 |
| Adjusted R-squared | 0.240029 | S.D. dependent var | 0.164724 |
| S.E. of regression | 0.143601 | Akaike info criterion | -0.922454 |
| Sum squared resid | 0.824845 | Schwarz criterion | -0.683936 |
| Log likelihood | 27.21645 | Hannan-Quinn criter. | -0.833104 |
| F-statistic | 3.842550 | Durbin-Watson stat | 1.972364 |
| Prob(F-statistic) | 0.006162 | | |

## ثانيا: نتائج البيانات السنوية

### جدول رقم (م ٦)

Dependent Variable: LOG(TB)
Method: ARDL
Sample (adjusted): 1984 2013
Included observations: 30 after adjustments
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): LOG(YE) LOG(YW) LOG(RER)
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 500
Selected Model: ARDL(3, 1, 4, 1)
Note: final equation sample is larger than selection sample

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|---|
| LOG(TB(-1)) | 0.387166 | 0.188928 | 2.049285 | 0.0562 |
| LOG(TB(-2)) | 0.220986 | 0.201671 | 1.095777 | 0.2885 |
| LOG(TB(-3)) | 0.524933 | 0.229136 | 2.290925 | 0.0350 |
| LOG(YE) | -6.795622 | 2.860545 | -2.375639 | 0.0295 |
| LOG(YE(-1)) | 5.693715 | 2.609609 | 2.181826 | 0.0434 |
| LOG(YW) | 2.015379 | 1.081605 | 1.863322 | 0.0798 |
| LOG(YW(-1)) | -0.235542 | 1.210843 | -0.194527 | 0.8481 |
| LOG(YW(-2)) | 0.564653 | 1.181389 | 0.477956 | 0.6388 |
| LOG(YW(-3)) | -0.108183 | 1.180624 | -0.091632 | 0.9281 |
| LOG(YW(-4)) | 0.716762 | 1.040713 | 0.688721 | 0.5003 |
| LOG(RER) | 0.481468 | 0.272451 | 1.767173 | 0.0951 |
| LOG(RER(-1)) | -0.478310 | 0.249232 | -1.919134 | 0.0719 |
| C | -8.343332 | 3.972837 | -2.100094 | 0.0510 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.836919 | Mean dependent var | -0.993039 |
| Adjusted R-squared | 0.721802 | S.D. dependent var | 0.336797 |
| S.E. of regression | 0.177642 | Akaike info criterion | -0.319413 |
| Sum squared resid | 0.536462 | Schwarz criterion | 0.287772 |
| Log likelihood | 17.79120 | Hannan-Quinn criter. | -0.125169 |
| F-statistic | 7.270203 | Durbin-Watson stat | 1.536058 |
| Prob(F-statistic) | 0.000149 | | |

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

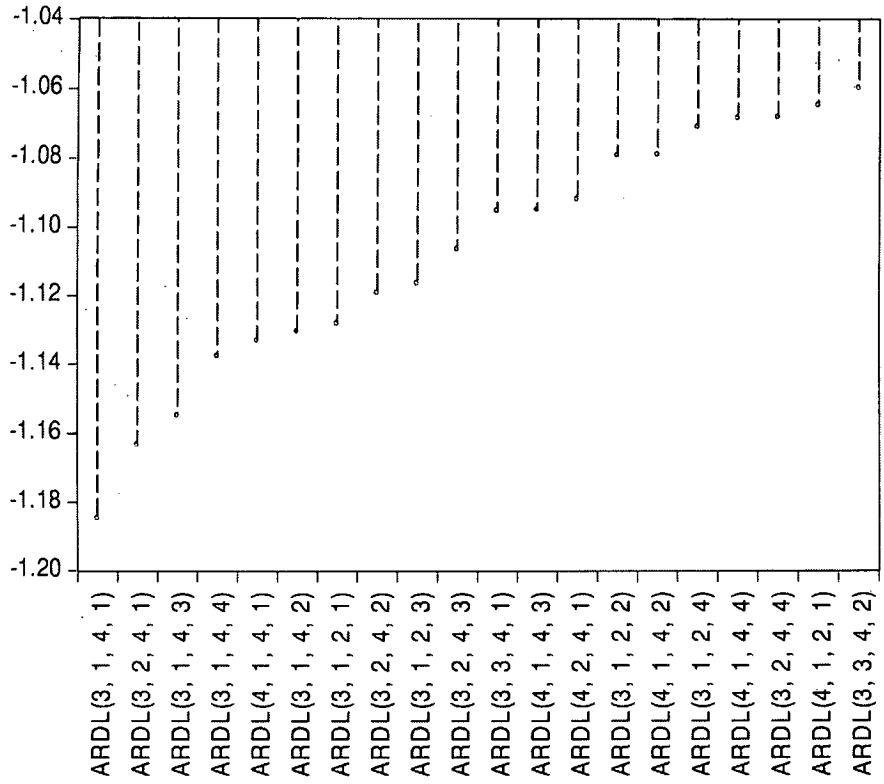
## جدول رقم (م٧)

Sample: 1980 2014
Included observations: 30
Q-statistic probabilities adjusted for 3 dynamic regressors

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| . \|* . \| | . \|* . \| | 1 | 0.178 | 0.178 | 1.0447 | 0.307 |
| . \|* . \| | . \|* . \| | 2 | 0.160 | 0.133 | 1.9218 | 0.383 |
| . \|* . \| | . \|* . \| | 3 | 0.123 | 0.079 | 2.4597 | 0.483 |
| . \|* . \| | . \| . \| | 4 | 0.083 | 0.034 | 2.7163 | 0.606 |
| . \| . \| | . \| . \| | 5 | 0.025 | -0.020 | 2.7411 | 0.740 |
| . *\| . \| | . *\| . \| | 6 | -0.138 | -0.172 | 3.4989 | 0.744 |
| . *\| . \| | . *\| . \| | 7 | -0.119 | -0.096 | 4.0891 | 0.769 |
| . *\| . \| | . *\| . \| | 8 | -0.167 | -0.113 | 5.3013 | 0.725 |
| .**\| . \| | . *\| . \| | 9 | -0.263 | -0.192 | 8.4708 | 0.487 |
| .**\| . \| | . *\| . \| | 10 | -0.289 | -0.192 | 12.477 | 0.254 |
| . *\| . \| | . \| . \| | 11 | -0.188 | -0.063 | 14.259 | 0.219 |
| . \| . \| | . \| . \| | 12 | -0.062 | 0.055 | 14.464 | 0.272 |
| . *\| . \| | . \| . \| | 13 | -0.125 | -0.057 | 15.353 | 0.286 |
| .**\| . \| | .**\| . \| | 14 | -0.228 | -0.231 | 18.472 | 0.186 |
| . \| . \| | . \| . \| | 15 | 0.052 | 0.057 | 18.644 | 0.230 |
| . \| . \| | . *\| . \| | 16 | -0.018 | -0.093 | 18.667 | 0.286 |

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

شكل رقم (م١١)


Akaike Information Criteria (top 20 models)
-1.04
-1.06
-1.08
-1.10
-1.12
-1.14
-1.16
-1.18
-1.20
ARDL(3, 1, 4, 1)
ARDL(3, 2, 4, 1)
ARDL(3, 1, 4, 3)
ARDL(3, 1, 4, 4)
ARDL(4, 1, 4, 1)
ARDL(3, 1, 4, 2)
ARDL(3, 1, 2, 1)
ARDL(3, 2, 4, 2)
ARDL(3, 1, 2, 3)
ARDL(3, 2, 4, 3)
ARDL(3, 3, 4, 1)
ARDL(4, 1, 4, 3)
ARDL(4, 2, 4, 1)
ARDL(3, 1, 2, 2)
ARDL(4, 1, 4, 2)
ARDL(3, 1, 2, 4)
ARDL(4, 1, 4, 4)
ARDL(3, 2, 4, 4)
ARDL(4, 1, 2, 1)
ARDL(3, 3, 4, 2)

## جدول رقم (م٨)

ARDL Bounds Test
Sample: 1984 2013
Included observations: 30
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

| Test Statistic | Value | k |
|---|---|---|
| F-statistic | 2.109520 | 3 |

Critical Value Bounds

| Significance | I0 Bound | I1 Bound |
|---|---|---|
| 10% | 2.37 | 3.2 |
| 5% | 2.79 | 3.67 |
| 2.5% | 3.15 | 4.08 |
| 1% | 3.65 | 4.66 |

Test Equation:
Dependent Variable: DLOG(TB)
Method: Least Squares
Sample: 1984 2013
Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DLOG(TB(-1)) | -0.745919 | 0.244072 | -3.056140 | 0.0071 |
| DLOG(TB(-2)) | -0.524933 | 0.229136 | -2.290925 | 0.0350 |
| DLOG(YE) | -6.795622 | 2.860545 | -2.375639 | 0.0295 |
| DLOG(YW) | 2.015379 | 1.081605 | 1.863322 | 0.0798 |
| DLOG(YW(-1)) | -1.173232 | 1.235378 | -0.949695 | 0.3556 |
| DLOG(YW(-2)) | -0.608579 | 1.100070 | -0.553218 | 0.5873 |
| DLOG(YW(-3)) | -0.716762 | 1.040713 | -0.688721 | 0.5003 |
| DLOG(RER) | 0.481468 | 0.272451 | 1.767173 | 0.0951 |
| C | -8.343332 | 3.972837 | -2.100094 | 0.0510 |
| LOG(YE(-1)) | -1.101908 | 0.547517 | -2.012555 | 0.0603 |
| LOG(YW(-1)) | 2.953069 | 1.434341 | 2.058833 | 0.0552 |
| LOG(RER(-1)) | 0.003158 | 0.191278 | 0.016509 | 0.9870 |
| LOG(TB(-1)) | 0.133086 | 0.215415 | 0.617811 | 0.5449 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.620740 | Mean dependent var | 0.014099 |
| Adjusted R-squared | 0.353027 | S.D. dependent var | 0.220852 |
| S.E. of regression | 0.177642 | Akaike info criterion | -0.319413 |
| Sum squared resid | 0.536462 | Schwarz criterion | 0.287772 |
| Log likelihood | 17.79120 | Hannan-Quinn criter. | -0.125169 |
| F-statistic | 2.318679 | Durbin-Watson stat | 1.536058 |
| Prob(F-statistic) | 0.055242 | | |

## جدول رقم (م٩)

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: LOG(TB)
Selected Model: ARDL(3, 1, 4, 1)
Sample: 1980 2014
Included observations: 30

Cointegrating Form

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DLOG(TB(-1)) | -0.745919 | 0.244072 | -3.056140 | 0.0071 |
| DLOG(TB(-2)) | -0.524933 | 0.229136 | -2.290925 | 0.0350 |
| DLOG(YE) | -6.795622 | 2.860545 | -2.375639 | 0.0295 |
| DLOG(YW) | 2.015379 | 1.081605 | 1.863322 | 0.0798 |
| DLOG(YW(-1)) | -0.564653 | 1.181389 | -0.477956 | 0.6388 |
| DLOG(YW(-2)) | 0.108183 | 1.180624 | 0.091632 | 0.9281 |
| DLOG(YW(-3)) | -0.716762 | 1.040713 | -0.688721 | 0.5003 |
| DLOG(RER) | 0.481468 | 0.272451 | 1.767173 | 0.0951 |
| CointEq(-1) | 0.133086 | 0.215415 | 0.617811 | 0.5449 |

Cointeq = LOG(TB) - (8.2797*LOG(YE) -22.1893*LOG(YW) -0.0237 *LOG(RER) + 62.6915 )

Long Run Coefficients

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| LOG(YE) | 8.279695 | 12.072754 | 0.685817 | 0.5021 |
| LOG(YW) | -22.189251 | 34.067749 | -0.651327 | 0.5235 |
| LOG(RER) | -0.023728 | 1.443902 | -0.016433 | 0.9871 |
| C | 62.691491 | 100.576046 | 0.623324 | 0.5413 |

## جدول رقم (م١٠)

Dependent Variable: D(LOG(TB))
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1983 2013
Included observations: 31 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.131273 | 0.100387 | 1.307670 | 0.2024 |
| D(LOG(TB(-1))) | -0.357942 | 0.154107 | -2.322685 | 0.0283 |
| D(LOG(YE)) | -2.865885 | 2.130887 | -1.344926 | 0.1903 |
| D(LOG(YW)) | 1.008713 | 0.859864 | 1.173108 | 0.2514 |
| D(LOG(RER)) | 0.595816 | 0.214449 | 2.778366 | 0.0100 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.402832 | Mean dependent var | 0.010610 |
| Adjusted R-squared | 0.310960 | S.D. dependent var | 0.218007 |
| S.E. of regression | 0.180964 | Akaike info criterion | -0.434342 |
| Sum squared resid | 0.851452 | Schwarz criterion | -0.203053 |
| Log likelihood | 11.73230 | Hannan-Quinn criter. | -0.358948 |
| F-statistic | 4.384708 | Durbin-Watson stat | 2.137027 |
| Prob(F-statistic) | 0.007660 | | |

## جدول رقم (م١١)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

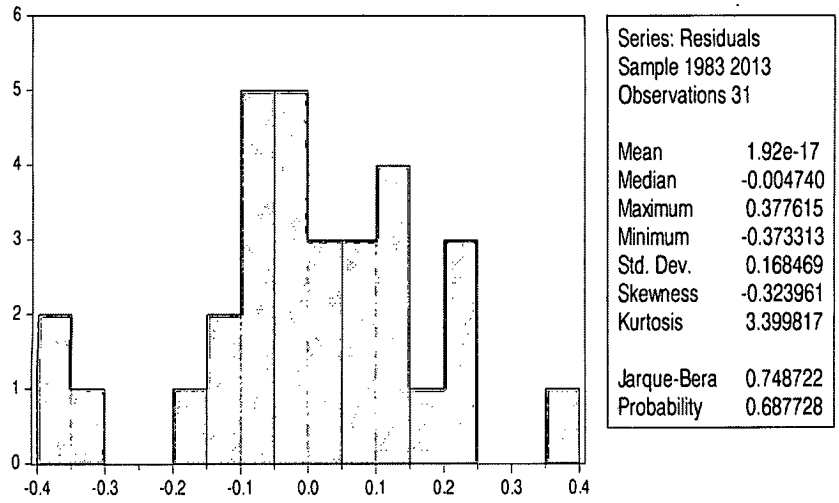
| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.246210 | Prob. F(2,24) | 0.7837 |
| Obs*R-squared | 0.623255 | Prob. Chi-Square(2) | 0.7323 |

## جدول رقم (م١٢)

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.819093 | Prob. F(4,26) | 0.1554 |
| Obs*R-squared | 6.778609 | Prob. Chi-Square(4) | 0.1481 |
| Scaled explained SS | 5.721528 | Prob. Chi-Square(4) | 0.2209 |

شكل رقم (م١٢)




شكل رقم (م١٣)