

## 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 (٢٠١٣-٢٠٠٢) 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 الحقيقي والميزان التجاري في الأجل الطويل وفي 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 في سعر الصرف الحقيقي يحسن الميزان التجاري في الأجل الطويل وفي الأجل القصير. على الجانب الآخر 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 الدولي ووقعت معه أول اتفاقية بهدف تحسين الأداء الاقتصادي ولاحقاً 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 للإصلاح الاقتصادي والتكيف الهيكلي منذ عام ١٩٩١ ( مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار - مجلس الوزراء، نوفمبر ٢٠٠٥، ص ١٩-٢٠).

وقد ظل الاقتصاد المصري يعاني من عجز مستمر في الميزان التجاري خلال الفترة قبل وبعد تطبيق إجراءات الإصلاح الاقتصادي، حيث يوضح الشكل رقم (١م)، والشكل رقم (٢م) بالملحق الإحصائي أن الواردات ظلت دائماً أعلى من الصادرات خلال الفترة ( ١٩٨٠-٢٠١٤). كذلك يلاحظ أن الفجوة بينهما اتسعت خلال الفترة (١٩٩٥-١٩٩٩)، وخلال الفترة (٢٠١٠-٢٠١٤). فضلاً عن ذلك يوضح الشكل رقم (٣م)، والشكل رقم (٤م) بالملحق الإحصائي أن نسبة الصادرات

الى الواردات تقلبت بشكل كبير خلال الفترة (١٩٨٠-٢٠١٤)، وبلغت أقل قيمة لها في عامي ١٩٩٨، و ١٩٩٩ حيث كانت ٠,١٩، و ٠,٢٢ على التوالي، 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 الأمريكي. 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 الاسمي 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 (م)، و (م١) بالملحق الاحصائي، وهذا يمثل انخفاض في القيمة الخارجية للجنيه المصري. كذلك نجد أن التغيرات في سعر الصرف الاسمي بالاضافة الى التغيرات في الأسعار النسبية بين مصر والعالم الخارجي تؤثر على سعر الصرف الحقيقي للجنيه المصري وبالتالي تؤثر على القدرة التنافسية للمنتجات الوطنية في الداخل والخارج ومن ثم تؤثر على الميزان التجاري.

بالنسبة لسعر الصرف الحقيقي فنجد أنه تقلب بشكل كبير خلال الفترة من ١٩٨٠ إلى ٢٠١٤، كما يتضح من الشكل رقم (م)، و (م) بالملحق الإحصائي، كذلك نجد أنه ظل أعلى من سعر الصرف الاسمي حتى عام ٢٠١٠.

ومن المتعارف عليه أن الارتفاع في سعر الصرف والذي يعنى انخفاض في القيمة الخارجية للعملة الوطنية يحسن الميزان التجاري حيث يجعل الواردات أعلى نسبيًا مما يترتب عليه انخفاض المشتريات منها، وعلى الجانب الآخر يجعل الصادرات أرخص نسبيًا مما يشجع الأجانب على شراء كمية أكبر من الصادرات المحلية، والعكس يحدث في حالة الانخفاض في سعر الصرف والذي 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 مروونات الطلب على الواردات والصادرات منخفضة. وبالتالي يعتبر دراسة وفهم العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاري شيئا مهما لصانعي السياسة الاقتصادية. فيجب أن يكون معلوم لدى صانعي السياسة الاقتصادية كيف يستجيب الميزان التجاري للتغيرات في سعر الصرف وكما 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 مروونات 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 لانهاية المرونة، وبالتالي يوجد أثر تمرير كامل، أى أن انخفاض القيمة الخارجية للعملة الوطنية انعكس بالكامل في صورة ارتفاع في سعر الواردات بالعملة المحلية وانخفاض في سعر الصادرات بالعملة الأجنبية. هذا بالإضافة الى أن مدخل المرونات يفترض أن تخفيض العملة لا يؤثر على الدخل القومي، وبالتالي لا يوجد تأثير محفوظ 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 المرونة 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.

٢-٤: 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.

$$Y \equiv A + TB$$

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

حيث تمثل  $Y$  الدخل القومي، وتمثل  $A$  الاستيعاب المحلي 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 المحلي 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 المحفزة ( 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).

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

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 ( $\Delta A$ ). أي أن الآثار المحفزة ( الزيادة في الانفاق المحلي) تمثل آثار عكسية تقلل

من الأثر الإيجابي لانخفاض القيمة الخارجية للعملة على الميزان التجاري. مدخل الاستيعاب أكثر شمولاً من مدخل المرونات لأنه يشمل أثر الاحلال وأثر الدخل لانخفاض في القيمة الخارجية للعملة، إلا أنه يفترض وجود أثر تمرير كامل أيضاً. أى أن انخفاض القيمة الخارجية للعملة الوطنية انعكس بالكامل في صورة ارتفاع في سعر الواردات بالعملة المحلية وانخفاض في سعر الصادرات بالعملة الأجنبية، وهذا يترتب عليه زيادة في الطلب المحلي والأجنبي على السلع المحلية وبالتالي زيادة الدخل ثم زيادة محفوزة في الانفاق المحلي.

٣-٤: نظرية الـ **J-Curve**: تركز على آثار الارتفاع في سعر الصرف على الميزان التجاري في الفترة القصيرة وهي الفترة التالية للارتفاع في سعر الصرف أو لانخفاض 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. فتعني 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 آخر للـ **J-Curve** وهو حدوث تدهور في الميزان التجاري في الأجل القصير يتبعه حدوث تحسن في الأجل 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 Rhombert في ١٩٧٣ حيث أشارا إلى أن التوسع في الصادرات والانكماش في الواردات الذي يعقب انخفاض القيمة الخارجية للعملة الوطنية يحدث بعد فترات إبطاء تصل إلى خمس فترات إبطاء **five lags** على الأقل. تلك الفترات تكون كالتالي: الفترة التي تلزم لإدراك الوضع الجديد، والفترة التي تلزم لاتخاذ القرار بتغيير المتغيرات الحقيقية، والوقت المنقضي في عملية الشحن أو الطلب **delivery**، والوقت المطلوب لإحلال المخزون والمواد الخام، والفترة اللازمة لإنتاج (Bahmani-Oskooee & Ratha, 2004, p. 1379).

وفقاً للنظرية، تخفيض العملة يجعل الواردات أعلى نسبياً ويجعل الصادرات أرخص نسبياً وبالتالي تقل مشتريات الدولة من الواردات وتزيد مشتريات الأجانب من الصادرات المحلية. ونجد أن هذه الآلية تواجه بنقطتين حرجيتين الأولى إلى 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 through، والثانية مدى استجابة حجم الصادرات والواردات للتغيرات في سعر الصرف. فإذا كان يوجد تباطؤ في استجابة حجم الصادرات والواردات بسبب فترات الإبطاء التي أشرنا إليها 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- فإن وضع الميزان التجاري سوف يسوء (Georgopoulos, 2008, p. 316).

وبالنسبة لافتراض أن منحنيات عرض الصادرات والواردات لانهاية 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 لواردها 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. وإذا تحققت إحدى الحالتين فإنه 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 التي حاولت أن تفسر وتقيس أثر تغيرات سعر الصرف على الميزان التجاري وعلى الصادرات والواردات في الأجل الطويل والأجل القصير. كذلك حاولت بعض الدراسات البحث في مدى تحقق شرط M-L في الواقع العملي على أساس أن تحقق هذا الشرط يضمن تحسن الميزان التجاري مع الارتفاع في سعر الصرف الحقيقي. 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 الحقيقي والميزان التجاري. وقد توصلت الدراسات السابقة إلى 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 لاحقاً.

- دراسة طلب (١٩٩٥) حاولت اختبار مدى تحقق شرط Marshall-Lerner (ML) في الدول النامية باستخدام عينة مكونة من عشر دول نامية هي مصر وتونس والمغرب وغانا والهند وباكستان والأرجنتين والبرازيل وبيرو وتركيا، خلال الفترة منذ بداية الستينات حتى عام ١٩٩٢. وتوصلت الدراسة إلى 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 إلى وجود علاقة طردية طويلة الأجل بين الميزان التجاري وسعر الصرف الحقيقي في الفترة (١٩٨٠-١٩٩٣)، فترة ما بعد الإصلاح الاقتصادي في تركيا.

- دراسة (1998) Cantavella-Jordá, & Suárez-Burguet لأربع دول أوروبية هي ألمانيا وفرنسا والمملكة المتحدة وإيطاليا، 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 إيطاليا والمملكة المتحدة.
- دراسة عمار (1999) استهدفت تحليل تأثير الانخفاض في قيمة الجنيه المصري على حجم الصادرات والواردات خلال الفترة (1959-1997)، وقد خلصت الى أن سعر الصرف يؤثر طرديا على حجم الصادرات والواردات.
- دراسة (2002) Aftab & Aurangzeb عن باكستان خلال الفترة (1980-2000) توصلت الى تحقق شرط M-L في الأجل الطويل، وكذلك وجدت أن ظاهرة الـ J-Curve لا تتحقق في حالة باكستان حيث أن الارتفاع في سعر الصرف الحقيقي يؤدي الى تدهور الميزان التجاري في البداية ثم حدوث تحسن بعد ذلك. كذلك دراسة (2003) Rehman & Afzal عن باكستان خلال الفترة (1972-2002) 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 (2010) Asif & Rashid خلال الفترة (1981-2008) وجدت علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي والميزان التجاري، لكن كانت تغيرات سعر الصرف تؤثر سلبيا على الميزان التجاري.
- دراسة (2002) Lai & Lowinger لسبعة من دول جنوب شرق آسيا هي اندونيسيا واليابان وكوريا وماليزيا والفلبين وسنغافورة وتايلاند خلال الفترة (1980-1998) خلصت الى أن الارتفاع في سعر الصرف الحقيقي يؤدي الى تخفيض نسبة الواردات الى الصادرات (أي تحسن الميزان التجاري) في الأجل الطويل.
- دراسة (spring 2004) Bahmani-Oskooee & Ratha للولايات المتحدة في مواجهة 18 دولة من شركائها في التجارة الخارجية خلال الفترة (1975-2000) انتهت الى أن الانخفاض في قيمة الدولار كان له أثر ايجابي على الميزان التجاري الأمريكي في الأجل الطويل، بينما لا تؤيد النتائج وجود ظاهرة الـ J-Curve.
- دراسة (2008) Georgopoulos لحالة كندا في مواجهة الولايات المتحدة الأمريكية باستخدام بيانات شهرية للفترة (1981-2005)، أظهرت أن تخفيض

العملة الكندية كان له أثر ايجابي غير معنوي على الميزان التجاري في الفترة التي تلت الانخفاض في قيمة العملة وليس سلبى 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 التمير كان غير كامل.

- دراسة (Khatoun & Rahman (2009 استهدفت حالة بنجلادش خلال الفترة (1972-2006)، 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 ماليزيا و 14 دولة من شركائها في التجارة الخارجية خلال الفترة (1973-2003) 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 (1986-1998)، 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 لأذربيجان خلال الفترة (2006-2009) وجدت أن الانخفاض في القيمة الخارجية للعملة الأذربيجانية 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 الآخر من الدراسات

التي تناولت العلاقة بين سعر الصرف والميزان التجاري ركز على صيغة مخفضة تعبر عن الميزان التجاري كدالة في الدخل المحلي 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 مقاساً بنسبة إجمالي الصادرات المصرية إلى إجمالي الواردات المصرية إلى العالم، و YE الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في مصر، و YW الدخل الحقيقي العالمي، RER سعر الصرف الحقيقي، وتشير  $\varepsilon$  إلى 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 وبالتالي الفروق من الدرجة الأولى تعكس معدل التغير في كل متغير، كما أن مقياس النسبة لا يتأثر بوحدات القياس، بالإضافة إلى أنه يعكس الميزان التجاري في صورة حقيقية أو في صورة نقدية.

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

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

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

الصادرات الى الواردات، ومن ثم تكون اشارة  $\lambda$  موجبة. تمثل المعادلة (3) العلاقة طويلة الأجل بين الميزان التجاري ومحدداته. وحيث أن ظاهرة الـ J-curve تتعلق بالأثار قصيرة الأجل لسعر الصرف على الميزان التجاري فإنه يجب توسيع المعادلة (3) 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 التالي:

$$\begin{aligned} \Delta \log TB_t = & \alpha + \sum_{j=1}^q \omega_j \Delta \log TB_{t-j} + \sum_{i=0}^{p1} \beta_i \Delta \log YE_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{p2} \gamma_i \Delta \log YW_{t-i} + \sum_{i=0}^{p3} \lambda_i \Delta \log RER_{t-i} \\ & + \psi \varepsilon_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (4)$$

حيث تمثل  $\varepsilon_{t-1}$  الحد العشوائي من المعادلة (3) به فترة ابطاء واحدة، وتمثل  $q$ ،  $p_1$ ،  $p_2$ ،  $p_3$  عدد فترات الابطاء lag length للمتغير التابع والمتغيرات التفسيرية على التوالي. يتطلب تطبيق أسلوب Engle-Granger أن تكون جميع المتغيرات في المعادلة رقم (3) متكاملة integrated من الدرجة الاولى أى تتبع (1)، و  $\varepsilon_t$  يجب أن تكون متكاملة integrated من درجة أقل، أى أن  $\varepsilon_t$  يجب أن يكون ساكن stationary أي يتبع (0) وذلك حتى تكون هناك علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات في المعادلة رقم (3)، وحتى يمكن تطبيق نموذج تصحيح الخطأ الممثل بالمعادلة رقم (4). 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 (4) سالبة ومعنوية (Bahmani-Oskooee & Harvey, 2010, p. 1070).

هناك طريقة أخرى لاختبار التكامل المشترك تستخدم في حالة اذا كان بعض المتغيرات في المعادلة رقم (3) ساكن أي تتبع (0) / والبعض الأخر غير

ساكن وتتبع (1) / هذه الطريقة أدخلها (2001) Pesaran وآخرون، وتعرف بمدخل اختبار الحدود ARDL-bounds test approach. وفقا لهذا المدخل يتم ايجاد قيمة الحد العشوائي  $\varepsilon_t$  من المعادلة رقم (3) كالتالي:

$$\varepsilon_t = \text{Log TB}_t - \alpha - \beta \log \text{YE}_t - \gamma \log \text{YW}_t - \lambda \log \text{RER}_t$$

ويتطبيق فترة ابطاء واحدة على المعادلة السابقة، والتعويض منها في المعادلة رقم (4) كالتالي:

$$\begin{aligned} \Delta \log \text{TB}_t = & \alpha + \sum_{j=1}^q \omega_j \Delta \log \text{TB}_{t-j} + \sum_{i=0}^{p1} \beta_i \Delta \log \text{YE}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{p2} \gamma_i \Delta \log \text{YW}_{t-i} + \sum_{i=0}^{p3} \lambda_i \Delta \log \text{RER}_{t-i} \\ & + \delta_1 \text{Log TB}_{t-1} + \delta_2 \log \text{YE}_{t-1} + \delta_3 \log \text{YW}_{t-1} \\ & + \delta_4 \log \text{RER}_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (5)$$

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  $H_1: \delta_1 \neq 0$  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 احصائية  $F$  المحسوبة أكبر من الحد الأعلى للقيمة الحرجة  $F$  (الحد الأعلى للقيمة الحرجة يقابل افتراض أن كل المتغيرات تتبع (1) ، والحد الأدنى للقيمة الحرجة يقابل افتراض أن كل المتغيرات تتبع (0) /). (Pesaran, Shin and Smith, 2001)

ويتميز تحليل التكامل المشترك مدخل ARDL بأنه يفرق بين المتغيرات التابعة والمتغيرات التفسيرية أي يتجنب مشكلة الـ endogeneity، كذلك يقدر الآثار طويلة الأجل وقصيرة الأجل أنيا ومن ثم يتجنب المشاكل المرتبطة بحذف بعض المتغيرات ووجود الارتباط الذاتي، وبالتالي تكون المعلمات المقدرة غير متحيزة وكفاء (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 الدولي، **International Finance Statistics, CD-ROM, October, 2015**. وقد استخدم في حساب سعر الصرف الحقيقي سعر الصرف الاسمي للجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي، والأرقام القياسية للمستهلكين في مصر وفي أمريكا. كذلك استخدم الرقم القياسي لحجم الناتج المحلي الاجمالي لمصر ( =2010 100) كمقياس للدخل المحلي، واستخدم الرقم القياسي للناتج الصناعي للدول المتقدمة ( =100 2010) كمتغير نائب للتعبير عن الدخل الأجنبي. واستخدمت النسبة بين اجمالي الصادرات المصرية (مليون دولار أمريكي، F.O.B) الى اجمالي الواردات المصرية (مليون دولار أمريكي، C.I.F) كمقياس للميزان التجاري. ويوضح الجدول رقم (١م)، والجدول رقم (٢م) بالملحق الاحصائي بيانات الدراسة.

## ٨- النتائج :

أولاً: 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 وهي 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 زمني. وتشير النتائج- بصفة عامة- الى أن لوغاريتم الدخل المحلي ولوغاريتم الدخل الأجنبي ولوغاريتم سعر الصرف الحقيقي غير ساكن ويتحول الى ساكن بأخذ الفروق من الدرجة الأولى، وبالتالي تكون متكاملة من الدرجة الأولى أي تتبع الـ  $(1)$  /. بينما تشير النتائج الى أن لوغاريتم نسبة الصادرات الى الواردات ساكن أي 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 تلقائياً 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. ووفقاً للنتائج نجد أن قيمة احصائية F تعادل ٣,٦٥ تقريباً وهي 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

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

حرف L يشير الى اللوغاريتم.

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9، وبيانات جدول رقم (٢م) 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 (٢م) بالملحق الاحصائي، لمراجعة النتائج التفصيلية للاختبار انظر الجدول رقم (٥هـ) 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، أي 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 (-1) EC سالبة ومعنوية عند ١% مما يؤكد 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 (٢م) 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 المحلي والميزان التجاري، حيث أن المعلمة الانحدارية للدخل المحلي موجبة ولها معنوية احصائية عند ١%. فالزيادة في الدخل المحلي 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 المحلي، 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 زمني كانت المتغيرات متكاملة من درجات مختلفة، حيث كانت سلسلة لوغاريتم نسبة الصادرات الى الواردات ساكنة أي تتبع (0) /، وسلسلة لوغاريتم الدخل المحلي 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	
-2.91 (0.055)	-1.31 (0.61)	1.2 (0.997)	-2.48 (0.13)	<u>ADF Test:</u> Constant
-3.19 (0.10)	-1.74 (0.71)	-4.47 (0.01)	-3.62 (0.043)	Constant & Trend
-1.85 (0.35)	-1.39 (0.58)	-1.23 (0.65)	-2.7 (0.08)	<u>PP Test:</u> Constant
-1.94 (0.61)	-1.83 (0.67)	-2.29 (0.43)	-3.67 (0.039)	Constant & Trend
الفروق من الدرجة الاولى				الاختبار
D(LRER)	D(LYW)	D(LYE)	D(LTB)	
-3.18 (0.03)	-5.41 (0.00)	-3.06 (0.04)	-7.69 (0.00)	<u>ADF Test:</u> Constant
-3.13 (0.11)	-5.47 (0.00)	-	-	Constant & Trend
-2.99 (0.046)	-5.42 (0.00)	-3.42 (0.02)	-7.66 (0.00)	<u>PP Test:</u> Constant
-2.92 (0.16)	-6.13 (0.00)	-3.65 (0.042)	-	Constant & Trend
درجة تكامل المتغير				الاختبار
I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	
I(2)	I(1)	I(1)	I(0)	C & T

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9، وبيانات جدول رقم (١م)  
بالملاحق الاحصائي، القيم بين الاقواس تمثل الـ p-value.  
في النموذج تلقائيا باستخدام اختبار (AIC) Akiake Information Criteria،  
وكان النموذج الأفضل (1, 4, 1) ARDL(3, 1, 4)، حيث يتضمن النموذج ثلاث فترات  
ابطاء في المتغير التابع، وفترة ابطاء واحدة في متغير الدخل المحلى، وأربع فترات

إبطاء في متغير الدخل الأجنبي، وفترة إبطاء واحدة في متغير سعر الصرف الحقيقي. ويوضح جدول رقم (٥) نتائج اختبار الحدود، ونجد أن قيمة احصائية F تعادل ٢,١١ تقريبا وهي 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 (٦م) بالملحق الاحصائي.

جدول رقم (٥): اختبار التكامل المشترك - اختبار الحدود

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

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9 وبيانات جدول رقم (٦م) بالملحق الاحصائي، ولمراجعة النتائج التفصيلية للاختبار انظر الجدول رقم (٦م) بالملحق الاحصائي.

بناء على النتائج السابقة تم اعادة صياغة المعادلة رقم (٣) على الشكل

التالي:

$$D(\text{Log TB}_t) = a_0 + a_1 D(\text{log TB}_{t-1}) + a_2 D(\text{log YE}_t) + a_3 D(\text{log YW}_t) + a_4 D(\text{log RER}_t) + u_t \quad (6)$$

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 الذاتي التي 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 يؤدي 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 المحلي 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)

Variable	Coefficient	P-value.
Dependent Variable: D(LOG(TB))		
Method: Least Squares		
Sample (adjusted): 1983 2013		
Included observations: 31 after adjustments		
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
<b>Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:</b>		
F-statistic	0.246210	0.7837
Obs*R-squared	0.623255	0.7323
<b>Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey:</b>		
F-statistic	1.819093	0.1554
Obs*R-squared	6.778609	0.1481
Scaled explained SS	5.721528	0.2209
<b>Normality Test:</b>		
Jarque-Bera	0.748722	0.6877

المصدر: اعداد الباحثة باستخدام برنامج Eviews.9 وبيانات جدول رقم (١م) بالملحق الاحصائي. ولمراجعة النتائج التفصيلية للتقدير انظر الجداول رقم (١٠م)، ورقم (١١م)، ورقم (١٢م)، والشكل رقم (١٢م) والشكل رقم (١٣م) بالملحق الاحصائي.

وتوصلت الدراسة الى وجود علاقة طردية بين سعر الصرف الحقيقي والميزان التجاري في الأجل الطويل وفي 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 في 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 المحلي والميزان التجاري، حيث أن المعلمة الانحدارية للدخل المحلي كانت موجبة ولها معنوية احصائية عند 1%. 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 في صالح أنه توجد علاقة طردية بين سعر الصرف الحقيقي ونسبة الصادرات الى الواردات، وبالتالي الانخفاض في القيمة الخارجية الحقيقية للجنه 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 الفعاليين في مصر: الاصدار الثانية، نوفمبر ٢٠٠٥.
٢. مرسى، طارق عبد الفتاح ، دراسة ونظام للتنبؤ بسعر صرف الجنه المصري، مركز المعلومات ودعم اتخاذ القرار - مجلس الوزراء، يوليو ٢٠٠٣.
٣. طلب، محمد عبدالعظيم "مدى ملائمة 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

أثر تخفيض القيمة الخارجية للجنيه علي الميزان التجاري

د. عبير شعبان عبده

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 الاسمي وهو عدد الجنيئات المصرية المطلوبة لشراء دولار أمريكي واحد.

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

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

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

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

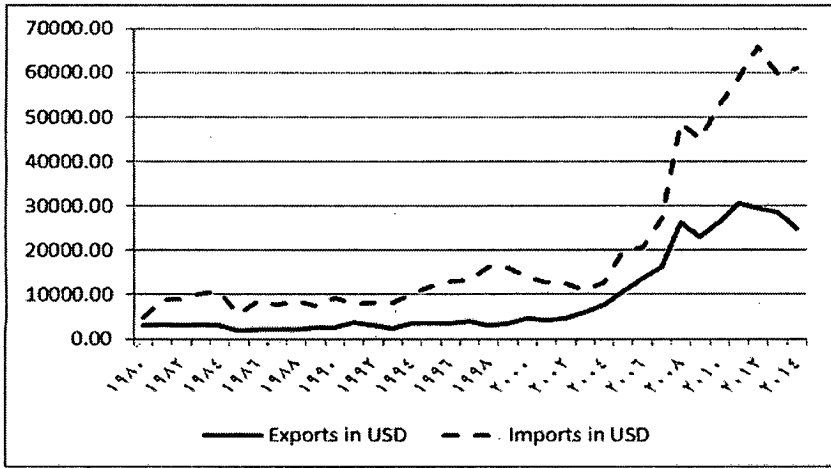
E اجمالي الصادرات المصرية (مليون دولار أمريكي، F.O.B).

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

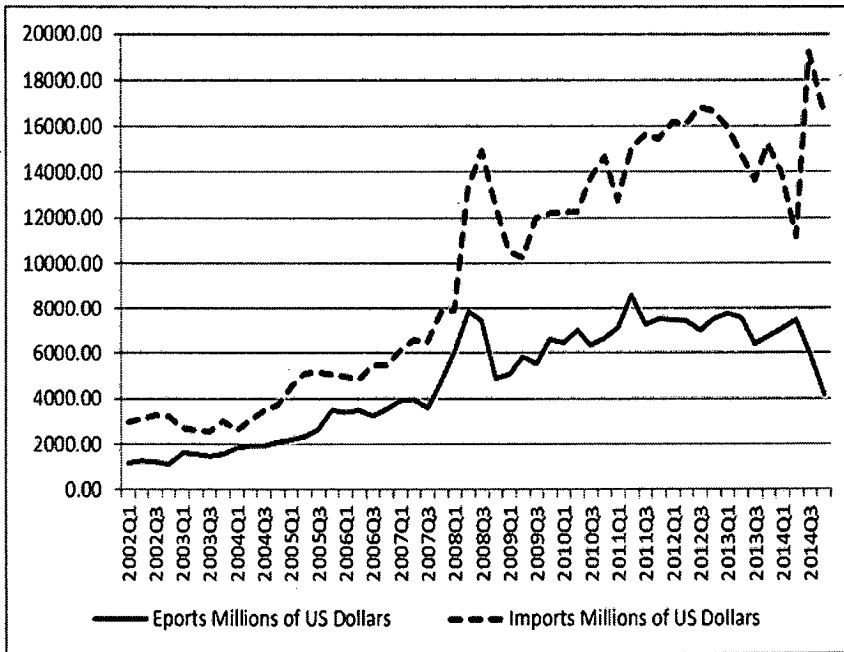
المصدر:

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

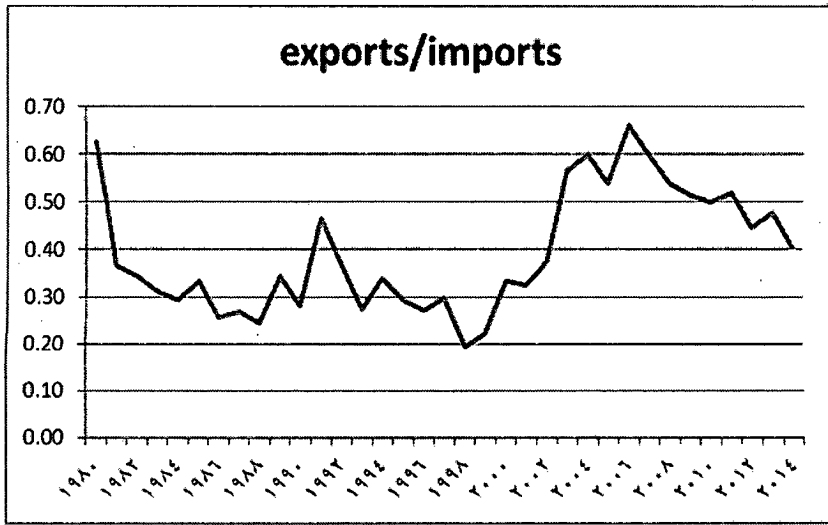
شكل رقم (١م): تطور الصادرات والواردات (١٩٨٠-٢٠١٤) (مليون \$).



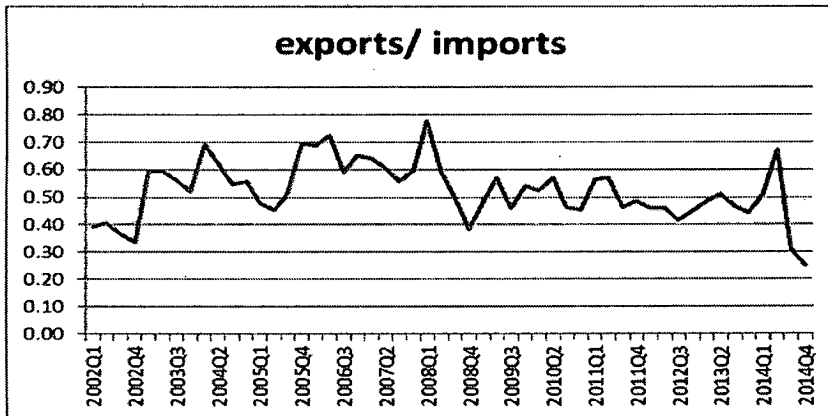
شكل رقم (٢م): تطور الصادرات والواردات (٢٠٠٢-٢٠١٤) (مليون \$)



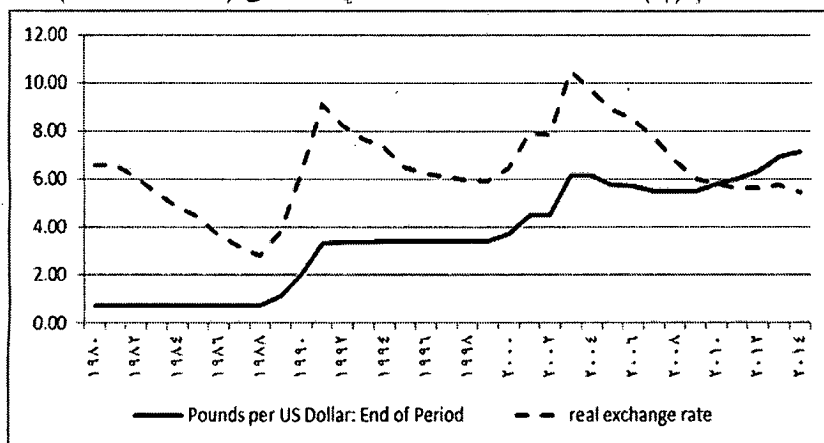
شكل رقم (م): تطور نسبة الصادرات الى الواردات (١٩٨٠-٢٠١٤)



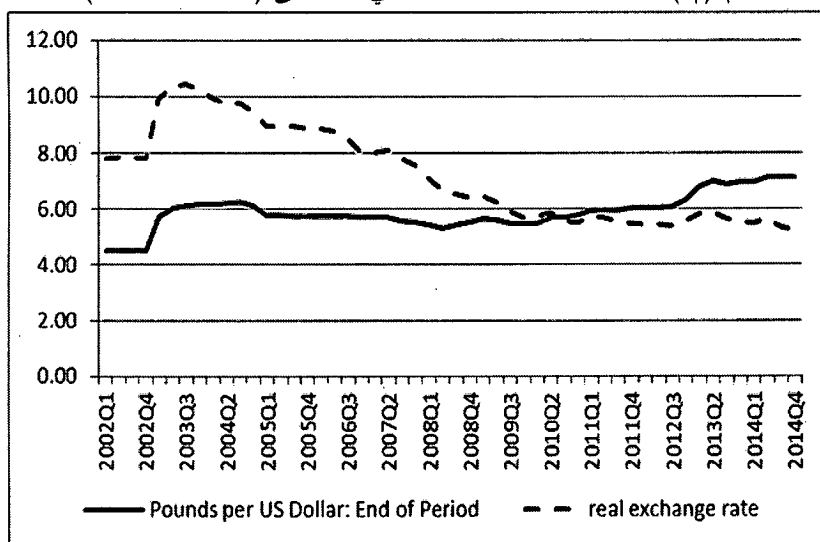
شكل رقم (م): تطور نسبة الصادرات الى الواردات (٢٠٠٢-٢٠١٤)



شكل رقم (٥): تطور سعر الصرف الحقيقي والاسمي (١٩٨٠-٢٠١٤)

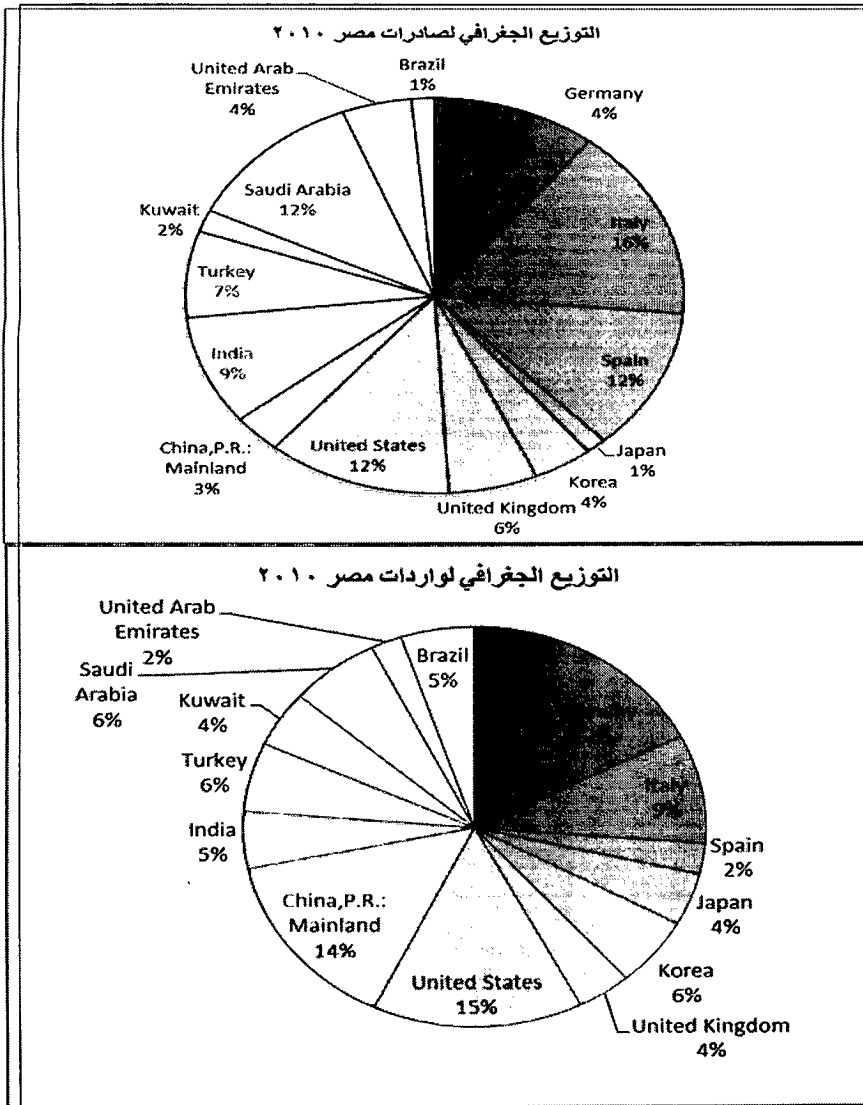


شكل رقم (٦): تطور سعر الصرف الحقيقي والاسمي (٢٠٠٢-٢٠١٤)





شكل رقم (٧م): التوزيع الجغرافي لصادرات وواردات مصر ٢٠١٠

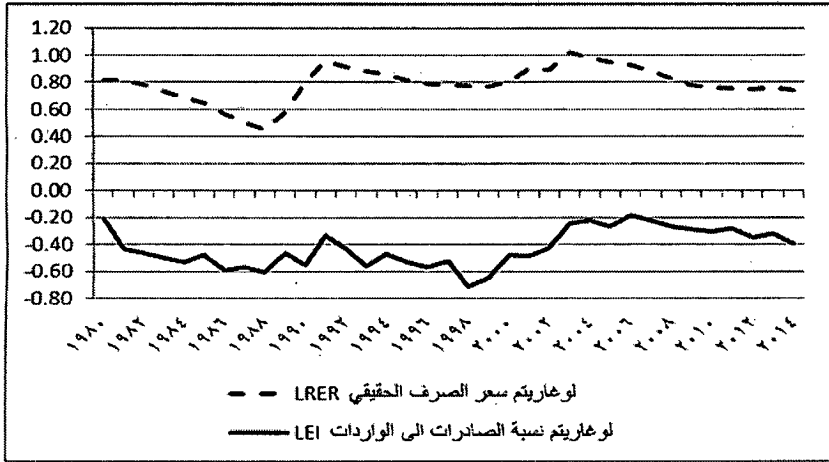


ملاحظة: الدول الموضحة في الرسم تمثل ٥٣% من صادرات مصر، و٦٤% من الواردات.

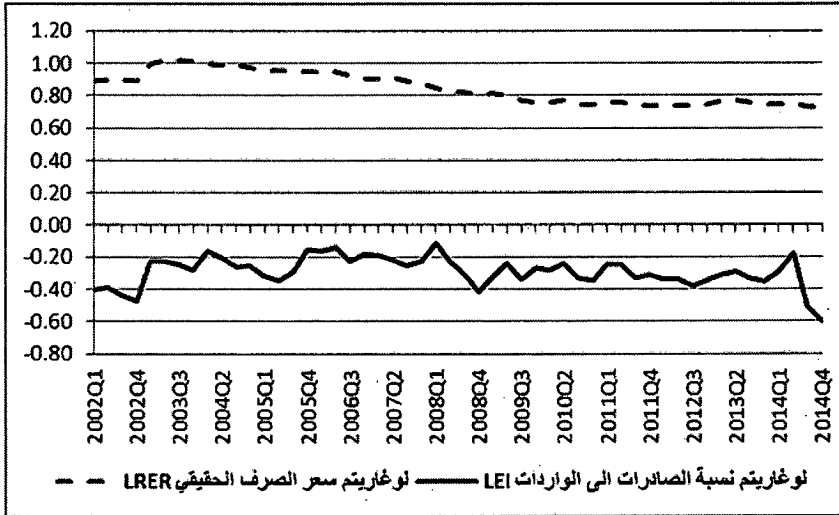
المصدر: اعداد الباحثة باستخدام بيانات صندوق النقد الدولي.

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

شكل رقم (٨م): تطور لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي و لوغاريتم نسبة الصادرات الى الواردات (١٩٨٠-٢٠١٤)



شكل رقم (٩م): تطور لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي و لوغاريتم نسبة الصادرات الى الواردات (٢٠٠٢-٢٠١٤)



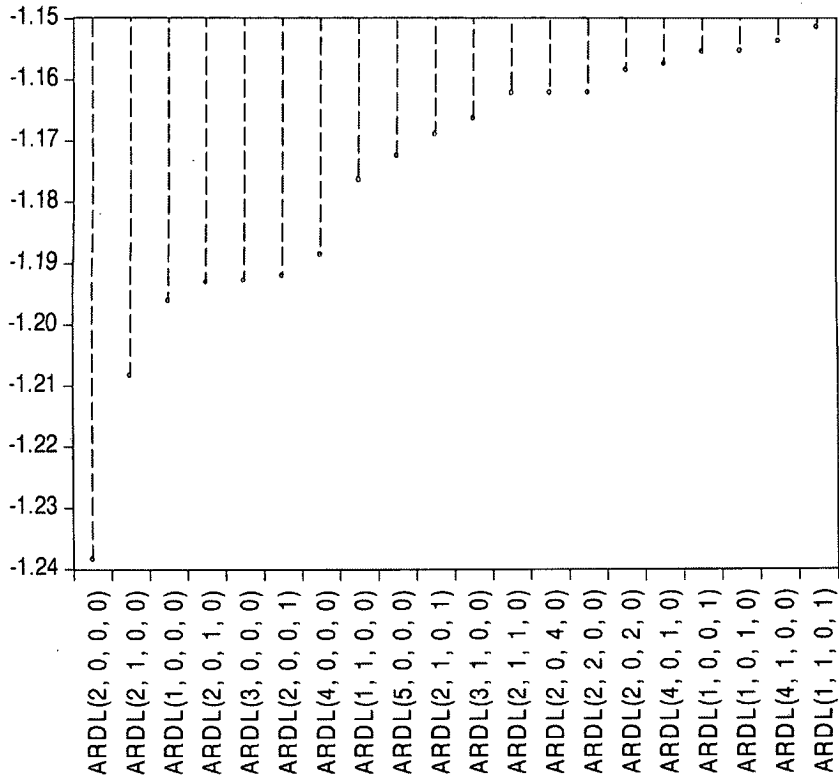
## أولاً: نتائج البيانات الربع سنوية

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 evaluated: 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 (١٠.م)

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 هـ)

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			

## ثانياً: نتائج البيانات السنوية

## جدول رقم (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 evaluated: 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 (٧م)

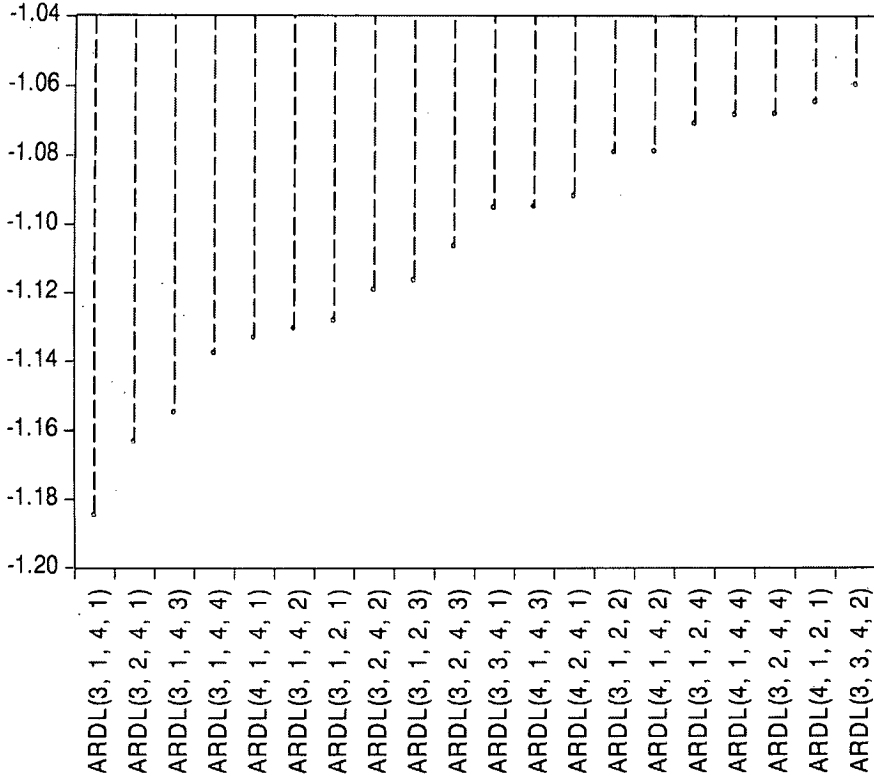
Sample: 1980 2014						
Included observations: 30						
Q-statistic probabilities adjusted for 3 dynamic regressors						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
.  *  .	.  *  .	1	0.178	0.178	1.0447	0.307
.  *  .	.  *  .	2	0.160	0.133	1.9218	0.383
.  *  .	.  *  .	3	0.123	0.079	2.4597	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 (١١م)

Akaike Information Criteria (top 20 models)



## جدول رقم (٨م)

Test Statistic	Value	k		
F-statistic	2.109520	3		
Critical Value Bounds				
Significance	l0 Bound	l1 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 (٩م)

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 (١٠م)

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			

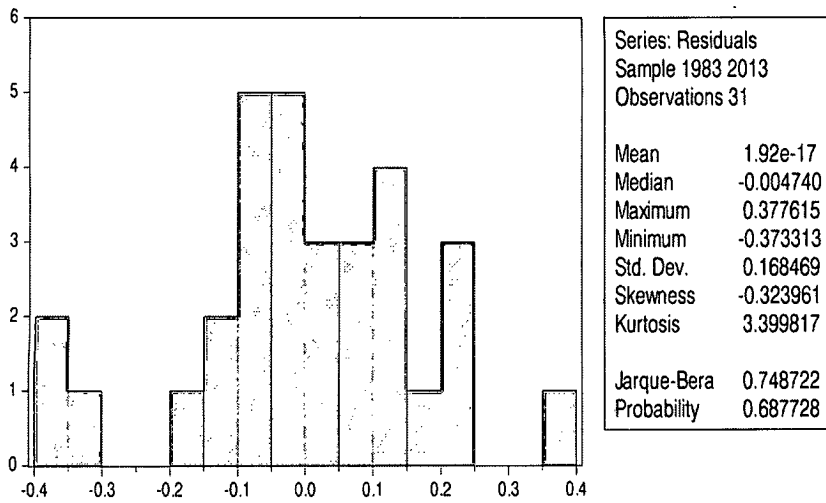
## جدول رقم (١١م)

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 (١٢م)

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 (١٢م)



شكل رقم (١٣م)

