تحليل أثر تقلبات سعر الصرف علي الصادرات

في جمهورية مصر العربية

د. أشرف لطفي السيد
كلية التجارة – جامعه طنطا

تحليل أثر تقلبات سعر الصرف علي الصادرات في جمهورية مصر العربية

د. أشرف لطفي السيد
كلية التجارة – جامعه طنطا

ملخص

تحاول هذه الدراسة التحقق من العلاقتين طويلة وقصيرة الأجل بين الصادرات المصرية وبين التقلبات في سعر صرف الجنيه المصري، وسعر الصرف الفعال، والدخل العالمي، ومعدلات التبادل الدولي باستخدام بيانات ربع سنوية للفترة من ١٩٨٠ الي ٢٠١٠. ومن أجل قياس عدم التأكد في تحركات سعر الصرف تم استخدام أسلوب عدم التأكد طويل الأجل وهو أكثر ملائمة من الانحراف المعياري أو المتوسط المتحرك. كماتم تطبيق كلا من نموذج الانحدار الذاتي ونموذج تصحيح الخطأ من أجل التحقق من هدف الدراسة. وبناء علي هذين النموذجين أوضحت النتائج أن تقلبات سعر الصرف تؤثر تأثيرا سلبيا علي نمو الصادرات المصرية، حيث تؤدي حالة عدم التأكد الناشئة عن التقلبات الي تفضيل المتعاملين في قطاع التجارة السوق الداخلي عن التعامل في الأسواق الدولية.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف، الصادرات، تقلبات، عدم التأكد، التكامل المشترك.

Abstract

This paper aims to determine the impact of foreign exchange dynamism on the Egypt's export performance. In addition it attempts to investigate the long-run and short-run relationships between Egyptian exports, exchange rate volatility, real effective exchange rate, foreign income, and terms of trade by employing quarterly data for the period 1980:Q1 2010:Q4. Vector Autoregressive (VAR) model and Error correction model (ECM) are applied to investigate the purpose of the study. On the basis of these estimates, results show that exchange rate risk significantly impedes exports in both short and long term.

١. مقدمة:

تعد الصادرات أحد الخيارات الأساسية للشركات متعددة الجنسيات من أجل مواجهة تكلفة الدخول إلي أو الخروج من الأسواق الدولية، وتزداد قيمة هذا الاختيار كلما ازدادت حدة التقلبات (1991) Franke (1992) Sercue&Vanhulle. فمنذ ابتدأ تعويم سعر الصرف في عام ١٩٧٣[1] أصبح تقلبVolatility سعر الصرف بصفة عامة، وتأثيره علي التجارة الدولية بصفه خاصة محل اهتمام الكثير من الدراسات. كما أن حدوث أزمة العملة في تايلاند - والتي ظهرت علي أثرها الأزمة المالية لدول شرق آسيا في عام ١٩٩٧- كان دافعا لظهور عدد ليس بالقليل من الدراسات والأبحاث لبيان أثر التقلبات المؤقتة لسعر الصرف مع التركيز علي دول شرق آسيا.

ويمكن تعريف تقلبات سعر الصرف بأنها المخاطر المصاحبة للتحركات غير المتوقعة في سعر الصرف. ولذا فإن تقلب سعر الصرف هو مصدر للمخاطر التي يكون لها تأثيرات ضمنية مؤكدة علي حجم التجارة الدولية وبالتالي علي ميزان المدفوعات.وقد ابتدأ التحليل النظري للعلاقة بين التقلبات الشديدة لسعر الصرف علي تعاملات التجارة الدولية بالدراسة التي أجريت بواسطة Hoope & Kohlhagan (١٩٧٨) وأتبعه العديد من الاقتصاديين (جدول ١)، حيث يروا أن التقلبات الكبيرة لسعر الصرف تؤدي الي ارتفاع التكلفة للمتعاملين في التجارة الدولية والذين يعملون علي الابتعاد عن المخاطر الأمر الذي يؤدي الي انخفاض في حجم التجارة. وسبب ذلك أن معدل سعر الصرف يتم الاتفاق عليه عند ابرام عقد التجارة بينما تحدث المدفوعات في ظل ظروف مغايرة. فلو كان التغير في سعر الصرف غير متوقع- وهو ما يخلق حالة من عدم التأكد حول الأرباح التي يمكن تحقيقها- فإنه سيخفض من حجم المنافع المتحققة من التجارة الدولية.

وبالرغم من هذا الكم من الدراسات فإن التطور النظري لهذه الدراسات للعلاقة بين تقلب سعر الصرف وحجم التجارة ما زال غير حاسم inconclusive. فمعظم تلك الدراسات تظهر أن عدم تأكد معرفة تحركات سعر الصرف قد يكون له تأثيرإما تأثير ايجابي، أو سلبي علي حجم الصادرات.

ففي محاولة Arslan (1993) لاكتشاف أسباب طفرة النمو في الصادرات التركية في الفترة١٩٨٠-١٩٨٧ والتي ساعدت الاقتصاد التركي علي العودة السريعة من أزمة ديونها في آخر فترة

---

[1] قام الرئيس الأمريكي ريتشارد نيكسون في مارس عام ١٩٧٣ باعتماد برنامج يهدف الي المحافظة علي الاحتياطات الأجنبية، وسمي هذا البرنامج بنظام تعويم سعر الصرف

السبعينات وجد أن تخفيض قيمة العملة المحلية كان له دور فعال ومستقر في دعم نمو الصادرات التركية. بينما أوضح كلا من Nabli & Marie-Ange (٢٠٠٢) أن المغالاة في تقدير قيمة العملة سبب خسارة هائلة في صادرات دول شرق وشمال أفريقيا (MENA) وهو الأمر الذي أفقد صادرات تلك الدول قدرتها التنافسية في الأسواق الدولية.

إن هذا الاختلاف في أثر تقلب سعر الصرف علي حجم الصادرات يرجعه كلا من Hayakawa and Kimura (٢٠٠٩) إلي طبيعة ونوع السلع الداخلة في التجارة الدولية. حيث وجدا أن الأثر السلبي لتقلبات سعر الصرف علي التجارة بين مجموعه دول شرق آسيا أقوي من ذلك الأثر عند قيام التجارة الدولية بينها وبين أي منطقة. وأرجعا ذلك الي أن نسبة السلع الوسيطة (والتي تكون أكثر حساسية لتقلبات سعر الصرف) تشكل جزءا هاما في حجم التجارة بين دول شرق آسيا.

كما أن هناك بعض الباحثين (Hall et al, 2010) الذين يرون أن خفض قيمة العملة المحلية قد يكون هاما في الأجل القصير من أجل دعم الاقتصاد. بينما هناك من يعترض علي هذه الفكرة ويرفضها حيث يري المعترضون Ripoll-i-Alcon, (2010) أن الأثر السلبي لخفض قيمة العملة علي حجم الصادرات قد يتفوق علي أثرها الايجابي علي الصادرات. حيث تري دراسات Peree, (1989),(Cushman, 1989), Baron, (1976), Clarck, (1973), Ethier, (1973) أن التأثير السلبي لتقلبات سعر الصرف علي حجم التجارة ترجع الي أن المصدرين يواجهون حجما أكبر من المخاطر وعدم التأكد بالمقارنة بحجم الأرباح المحققة.

وبصفة عامه فإن الدراسات السابقة ركزت على الوقت (قصير الأجل أو طويل الأجل)، وسعر الصرف الاسمي أو الحقيقي، وأنظمة سعر الصرف. ولكن معظمها أهمل دراسة عدم التأكد في تقلبات سعر الصرف وأثرها علي الصادرات، كما ترجع النتائج المتعارضة في تلك الدراسات الي اختلاف المقاييس المستخدمة في قياس تقلبات سعر الصرف. فعادة ما تقاس بنسبة التغير المطلق في سعر الصرف ومربع تلك التغيرات. وهذه المقاييس لا تعكس التقلبات في سعر الصرف فضلا عن عدم التأكد في اتجاهاته. كما أن بعض تلك الدراسات لم تقم بأخذ خصائص السلاسل الزمنية في الاعتبار. ولذلك فإن هذه الدراسة تركز على تأثير تقلبات سعر الصرف على حجم الصادرات باستخدام أسلوب لقياس عدم التأكد طويل الأجل في سعر الصرف، وهو ما يبدو مناسبا لأي تغيرات تحدث في المتغيرات الاقتصادية.

جدول ١ الدراسات التي تناولت العلاقة بين سعر الصرف والصادرات

المؤلف	فترة الدراسة	الدول محل الدراسة	نتائج الدراسة
Doroodian (1999)	٧٣-٩٦ ربع سنوي	الهند– ماليزيا- كوريا	تأثير معنوي سالب
Arize (2000)	٧٣-٩٦ ربع سنوي	اكوادور- أندونيسيا- المكسيك- المغرب- تايوان- تونس- تايلاند- سريلانكا- فلبين- كوريا- ماليزيا- مالاوي- موريشيوس-	تأثير معنوي سالب
Sauer, Bohara (2001)	٧٣-٩٦ سنوي	٩١ دولة مقسمة علي النحو التالي: ٢٢ دولة متقدمة، ٢٥ دولة من أمريكا اللاتينية، ٢٥ دولة من أفريقيا، ١٢ دولة من آسيا، ٧ دول أخري	أثر سالب بالنسبة لدول أفريقيا وأمريكا اللاتينية
Doganlar (2002)	٨٠ – ٩٦ سنوي	تركيا- كوريا – ماليزيا – اندونيسيا– باكستان	أثر سالب
Rahmatszah (2002)	٧٠ – ٩٧ ربع سنوي (الصادرات والواردات الثنائية بين أمريكا واليابان	تايلاند	تأثير سالب علي الصادرات اليابانية ونتائج غير محدودة علي صادرات أمريكا
Esquivel, Larrain (2002)	٨٣ -١٩٩٨ سنوي	G3(ألمانيا- اليابان – أمريكا) و ٤٠ دولة في آسيا وأفريقيا وأوروبا وأمريكا اللاتينية	تقلب عملات دول G3 كان له أثر سالب علي الدول النامية
Bahmani-Oskooee (2002)	٧٤ – ١٩٩٤ سنوي	ايران	أثر سالب
Arize, Malindretos and Kasighatla (2003)	٧٣-١٩٩٦ ربع سنوي	بوركينا فاسو- كولومبيا- كوستاريكا- الأردن- كينيا- ميناما- كوريا- باكستان- جنوب أفريقيا- فنزويلا	أثر سلبي
Baak (2004)	١٩٨٠ – ٢٠٠٢ بيانات	١٤ دولة آسيوية	أثر سالب ومعنوي علي

	سنوية		الصادرات
Tenreyro (2004)	١٩٧٠ – ١٩٩٤ سنوي	٨٧ دولة متنوعة	النتائج غير معنوية ولا يوجد أثر علي التجارة
Clark, Tamirisa, and Wei (2004)	١٩٧٥ – ٢٠٠٠ بيانات سنوية	دول G-7 : الولايات المتحدة – انجلترا – اليابان – المانيا – فرنسا – ايطاليا - كندا	أثر معنوي سالب علي الصادرات
Poon (2005)	٧٣- ١٩٩٧ ربع سنوي	اندونيسيا- اليابان- كوريا الجنوبية- سنغافورة- تايلاند	تأثير سلبي لكل الدول ما عدا تايلاند فالأثر موجب.
Lee and Saucier (2005)	١٩٨٥ – ٢٠٠٣ ربع سنوي	الصين – اليابان – هونج كونج – كوريا ج- الفلبين – سنغافورة - تايوان	أثر سلبي علي الصادرات.
Kasman & Kasman (2005)	١٩٨٢-٢٠٠١ ربع سنوي	تركيا	تأثير معنوي موجب علي الصادرات
Rey (2006)	٧٠- ٢٠٠٢ ربع سنوي	الجزائر- مصر- تونس- تركيا- اسرائيل- المغرب	علاقة عكسية لمصر – تونس- الجزائر- تركيا، وموجبة لإسرائيل والمغرب
Wang, Barret (2007)	٨٩- ١٩٩٨ بيانات شهرية	تايوان	تؤثر تقلبات سعر الصرف فقط علي المنتجات الزراعية
Baak (2007)	٨١- ٢٠٠٤ ربع سنوي	هونج كونج- كوريا الجنوبية- سنغافورة- تايلاند	تؤثر تقلبات سعر الصرف فقط علي المنتجات الزراعية
Tenreyro (2007)	٧٠- ١٩٩٧ سنوي	الصادرات الثنائية بين ٨٧ دولة	لم تؤثر التقلبات علي الصادرات
Arize (2008)	٧٣ – ٢٠٠٤ ربع سنوي	بوليفيا- كولومبيا- كوستاريكا- جمهورية الدومنيكان- اكوادور- هندوراس- بيرو- فنزويلا	تأثير سالب للتقلبات علي الصادرات في الأجلين القصير والطويل
Egert, Morales-Zumaquero (2010)	١٩٩٣- ٢٠٠٤ بيانات سنوية وشهرية	بلغاريا- كرواتيا- التشيك- المجر- بولاندا- رومانيا- سلوفاك- سلوفانيا- روسيا- أوكرانيا	علاقة ضعيفة ل روسيا وسلوفانيا ورومانيا، أما باقي الدول فالتاثير سالب وقوي

المصدر: Hall, 2010, Cote, 1994 , McKenzie, 1999

٢. الإطارالنظري:

من خلال الدراسات السابقة فإن دالة الطلب على الصادرات تأخذ الشكل التالي

$$X_t=F(WY_t, RER_t, TOT_t, V_t)$$

وبالتحديد سيتم تقدير المعادلةاللوغاريتميةالخطيةالتالية

$$LX_t=\alpha_0 + \alpha_1 WY_t + \alpha_2 RER_t + \alpha_3 TOT_t + \alpha_4 V_t + e_t$$

حيث:-

X_t =حجم الصادرات (الصادرات الكلية بالعملة المحلية مكمشه بقيمة وحده من الصادرات)

WY_t = الدخل العالمي مقاسا بالإنتاج الصناعي للدول الصناعية.

RER_t = سعر الصرف الحقيقي والذي يعكس سياسة سعر الصرف للدولة. وقد حسب سعر الصرف الحقيقي وفقا للمعادلة التالية:

$$RER = \frac{1}{ER} X \frac{CPI(EG)}{CPI(USA)}$$

ER = سعر صرف العملة المحلية مقابل الدولار.

CPI(EG)= الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في مصر.

CPI(USA)= الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في الولايات المتحدة الأمريكية.

TOT_t = شروط التجارة (معدل التبادل التجاري) وهو مقياس لصادرات الدولة المنافسة علي المستوي الدولي والتي تعكس سياسة الدولة التجارية.

V_t = مقياس لتقلبات سعر الصرف. وقد حسبت بناء علي المعادلة التالية التي تقيس عدم التأكد في سعر الصرف في الأجل البعيد.

$$I_t = \frac{\max S^t_{t-n} - \min S^t_{t-n}}{\min S^t_{t-n}} + \left[1 + \frac{|S^e_t - S^t_t|}{S^t_t} \right]^2$$

حيث $maxS^t_{t-n}$ و $minX^t_{t-n}$ هي القيمة العظمي والدنيا لقيمة سعر الصرف الملاحظة في الفترة (t, t-n)

S^e_t= القيمة التوازنية لسعر الصرف وهي مشتقة من تعادل القوة الشرائية (PPP). والوصول لهذه القيمة التوازنية هي من المواضيع التي لم يتم حلها نظريا (Williamson, 1985)، ولذا فسيتم استخدام متوسط سعر الصرف لفترة الدراسة بدلا من القيمة التوازنية لسعر الصرف. ومن المتوقع أن تكون قيم المعلمات α_1 و α_2 أكبر من الصفر ،α_3 أقل من الصفر، أما العلامة المتوقعة للمعلمةα_4 فإنها غير محددة.

إن ارتفاع الدخل الحقيقي للدول الأجنبية (WY) سيؤدي إلي ارتفاع الطلب علي الواردات وبالتالي سيؤدي الي ارتفاع حجم صادرات الدولة المتعاملة معهاوالعكس صحيح. علاوة على ذلك فقد أدرك الاقتصاديون أهمية تأثير سعر الصرف على معدل التبادل الدولي (TOT) والتي تم تعريفها بالأسعار النسبية للصادرات إلي الواردات. وكما بين Beng (1991), أن من أهم الاسباب المحتملة لرفض فرض التكامل المشترك Cointegration بين سعر الصرف ومجموعه من متغيرات الاقتصاد الكلى مثل (معدل التبادل الدولي) هو حذف المتغيرات ذات الصلة.

كما أنه من المتوقع أن يؤدي تخفيض قيمة العملة (RER) إلى تحسين وضع الميزان التجاري، بينما يؤدى تقييم العملة بأكثر من قيمتها إلىتدهوره فقد قام كلا من Shirvani & 1997 Wilbratteباختبار التبادل التجاري بين الولايات المتحدة الأمريكية والدول الصناعية السبعG7 باستخدام التكامل المشترك المتعدد Multivariate cointegration وقد وجدوا أن الميزان التجاري لم يستجب لسعر الصرف في المدى القصير ، بينما في الأجل الطويل وجدا دليلا على أن خفض قيمة العملة أدى الى تحسين قيمة ميزان التجارة.

إن تخفيض قيمة العملة يؤدى الى زيادة القدرة التنافسية للدولة في الأسواق الدولية، وبالتالي ترويج الصادرات وتعزيز نمو الناتج. وقد دعم Liew et al (2004) هذا الرأي حيث وجد أن تخفيض قيمة

الرنجت الماليزي له تأثير توسعي في الأجل الطويل. وعلى عكس ذلك وجد Ibrahim (2003) أن هناك علاقة عكسية بين تخفيض قيمة العملة والصادرات، حيث يؤدى خفض قيمة العملة الى زيادة تكلفة الواردات ومتطلبات الانتاج، وهو ما من شأنه أن يؤثر عكسيا على الاقتصاد.

وبعيدا عن ذلك، فإن تقلبات سعر الصرف (V) تؤثر على النمو الاقتصادي سواء بشكل مباشر من خلال آلية صد أو ضبط الصدمات، أو بشكل غير مباشر عن طريق التأثير على المحددات الأخرى للنمو. وكما أشارت النتائج في العديد من الدراسات إلي أن تخفيض قيمة العملة أدى الى انكماش في حجم النشاط الاقتصادي من خلال انتقال الصدمات الخارجية للاقتصاد المحلي حيث إنه من المرجح أن يؤدي تخفيض قيمة العملة الي انخفاض مستوى الدخل داخل الدولة. أو أن يزيد من تكلفة الواردات وبخاصة من السلع الوسيطة، والتي يؤدي نقصانها الي انكماش الصناعة وبالتالي الاقتصاد.

وقد قام كلا من Mckenzy (1999), Cote (1994) بعمل بحث للدراسات التي تناولت أثر تقلب سعر الصرف على التجارةالدولية، وقد وجد Mckenzy (1999) أن هناك علاقة العكسية بين سعر الصرف والتجارة؛ حيث تؤدى التقلبات إلى خفض التجارةالدولية، كما عزز تلك النتائج كلا من (1994), Wolf (1995) Demers (1991), FrankeBroll (1991), Gagnon (1993), Ferto and Fogarasi (2011).

ويرجع تأثير تقلبات سعر الصرف علي حجم التجارة إلي أن تلك التغيرات غير المتوقعة في سعر الصرف تؤثر في قرار التجار الكارهين للمخاطر، والذي يدفعهم لخفض حجم الصادرات (Artus, 1983). ويؤدي عدم التأكد إلي خفض صادرات الدول النامية والمتقدمة علي حد سواء(Bahmani, Oskooee & Latifa, 1992). بالرغم من أن Savvides (1992) استنتج أن التأثير السلبي سيكون أقل أثرا بالنسبة للدول المتقدمة.

وعلي الجانب الأخر هناك من يري أن هناك منافع ستعود علي مستوي التجارة من تقلبات سعر الصرف والمخاطر (Sercu & Vanhull, 1992)؛ حيث ينظر إلي التجارة علي أنها اختيار في يد المنشأة مثلها مثل الاختيارات الأخرى – الأسهم علي سبيل المثال– وبالتالي فإنه من الممكن أن ترتفع قيمه التجارة عندما يتقلب سعر الصرف. وفي دراسة Franke عام ١٩٩١ قام بتطوير نموذج يقوم من خلاله بمقارنة تكلفة الخروج (الدخول) من الأسواق الأجنبية بالخسائر (الأرباح) الناتجة عن التصدير. فأي منشأة

تستطيع أن تدخل السوق حالا وأن تخرج منه عندما ترتفع تقلبات أسعار الصرف. وهو ما يعمل علي زيادة عدد الشركات التجارية في المتوسط. وقام صندوق النقد الدولي بتدعيم هذه النتيجة في الدراسة التي أجراها عام١٩٨٤.

كما أكد De Gravwe عام ١٩٨٨ علي أن سيطرة أثر الدخل علي أثر الإحلال من الممكن أن يؤدي إلي علاقة موجبة بين التجارة وتقلبات أسعار الصرف. ففي حالة اعتدال المصدرين في درجة خوفهم من المخاطر تؤدي الزيادة في تقلبات سعر الصرف الي ارتفاع المنفعة الحدية لإيراد الصادرات، وهو ما يعد حافزا علي زيادة الصادرات. وبالتالي فإن ارتباط تقلبات سعر الصرف سلبا أو ايجابا بحجم الصادرات يتوقف علي طبيعة ودرجة الخوف من المخاطر.

٣. النموذج القياسي

من أجل تقدير نسبة تصحيح الخطأ التلقائي Error Correction Model (ECM) يتم البدء باختبار استقرار أو عدم استقرار المتغيرات الداخلة في النموذج. ومن الضروري قبل بناء نموذج تصحيح الخطأ التحقق من أن متغيرات النموذج متكاملة من Cointegrated من نفس الرتبة (أعلي من الصفر). ومن أجل ذلك تم اختبار المتغيرات باستخدام أسلوب ديكي- فوللر الموسع Augmented Dickey-Fuller (ADF)لاختبار درجة تكامل المتغيرات. ويمكن كتابة معادلة انحدار ADF للمتغير Y_t كما يلي:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{P} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

حيث إن $Yt = (LX, LWY, LRER, LTOT, V)$ ، كما يمثل ε_t حد الخطأ العشوائي بمتوسط يساوي الصفر مع ثبات التباين. ومن أجل اختبار وجود جذر الوحدة أم لا يتم اختبار الفرض العدمي $H0 : \alpha 1 = 0$ مقابل اختبار الفرض البديل $H_1: \alpha_1 \neq 0$ ويكون المتغير Y_t مستقرا إذا تم رفض الفرض العدمي.

ومن أجل اختبار وجود علاقة في الأجل الطويل بين الصادرات وباقي المتغيرات الأخرى يتم استخدام اختبار التكامل المشترك. وبالرغم من أن المتغيرات قد تنحرف في الأجل القصير، فإن الأداء الاقتصادي سيعود بقيم تلك المتغيرات إلي مساراتها التوازنية في الأجل الطويل. وبسبب وجود أكثر من متغيرين في النموذج المستخدم في هذه الدراسة فسيتم استخدام اختبار Johansen – Juselius والذي

ينطوي علي اختبار متجه الانحدار الذاتي Vector Autoregressive model (VAR)، باستخدام دالة الاحتمال العظمي Maximum Likelihood Function.ويتم اختبار متجه الانحدار الذاتي VAR باستخدام المعادلة التالية:

$$Y_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^{k} \Gamma_i Y_{t-i} + \mu_t$$

حيث إن Y_tهي عبارة عن متجه (٥ x ١) للمتغيرات ذات الرتبة I(1)١ ، بينماiΓ هي مصفوفة (5 x 5)للمعلمات، و0Γ هي متجه (1 x 5)لمعلمة الثوابت.أما المتجه μ_t فهو متجه الأخطاء.

وبإعادة كتابة المعادلة السابقة نحصل علي نموذج تصحيح الأخطاء (ECM) كالتالي:

$$\Delta Y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-k} + \mu_t$$

حيث يمثل ΔYt متجه التغيرات في الفترة t .وتشيرΓ إلي العلاقات في الأجل القصير، بينما تشير Π الي مصفوفة المعلمات في الأجل الطويل.

هناك نوعين من الاختبارات التي تستخدم في تقدير العلاقة في الأجل الطويل بين مجموعة من المتغيرات ((Johansen (1988, 1991) هما: القيمة الذاتية العظمي Maximum Eigen Value واختبار الأثر Trace Test. ويعتمد هذان الاختباران علي اختبار نسبة الاحتمال Likelihood Ratio Test .ويقوم اختبار الأثر بتقدير أقصي عدد من متجهات التكامل (r) مقابل الفرض البديل بافتراض أن عدد متجهات التكامل هو [2](n). وبينما تتفق القيمة الذاتية العظمي مع اختبار الأثر في الفرض العدمي ، الا أنهما يختلفان في البديل. فالفرض البديل لاختبار القيمة الذاتية العظمي هو أن عدد متجهات التكامل تكونI + r .

يقوم نموذج تصحيح الخطأ ECM بتوضيح كيف يصل النموذج إلي التوازن في الأجل البعيد عن طريق انحدار التكامل المشترك. فكما قرر كلا من Engle وGranger (١٩٨٧) أنه إذا كان هناك سلسلتين من البيانات وكانت كلا منهما غير مستقرتين، ومن الرتبة الأولي I(1)، ومتكاملتين، فإن العلاقة السببية causalityبين المتغيرين ستكون موجودة علي الأقل في اتجاه واحد. بمعني آخر: إذا كانت المتغيرات

---

[2]تشير r إلي عدد متجهات التكامل بين مجموعة من المتغيراتn، حيث $0 < r < n$

متكاملة فيما بينها فإن وجود علاقة غير سببية بين المتغيرات هو أمر مستبعد. ويتم اختبار نموذج تصحيح الخطأ باستخدام المعادلة التالية:

$$\Delta Y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} Y_{t-k-1} + \theta \varepsilon_{t-1} + \upsilon_t$$

حيث يعبر نموذج تصحيح الخطأ عن التغيرات في المتغير التابع نتيجة عدم التوازن في العلاقات التكاملية (تأثير حد الخطأ υ_t علي المتغير التابع)، هذا بالإضافة إلي تأثير المتغيرات المستقلة عليه. بينما تشير θ إلي مقدار ابتعاد المتغير التابع في كل فترة زمنية عن التوازن.

٤. البيانات والتحليل الإحصائي:

الهدف من هذا الجزء هو عرض نتائج تقييم النموذج لمعرفة أثر تقلب سعر صرف الجنيه المصري علي صادرات جمهورية مصر العربية. ومن أجل ذلك تم الاعتماد علي بيانات ربع سنوية للفترة من Q1 : ١٩٨٠ الي Q4: ٢٠١٠ لمتغيرات النموذج، والتي تم الحصول عليها من القرص المضغوط الصادر عن الاحصاءات المالية الدولية International Financial Statistics (IFS).

وأوضحت نتيجة اختبار جذر الوحدة (جدول ٢) باستخدام نموذج ديكي فوللر الموسع (ADF) بين متغيرات الصادرات ، والدخل العالمي، وسعر الصرف الحقيقي ، ومعدل التبادل الدولي ، والتقلبات في سعر الصرف رفض فرضية التكامل من الدرجة صفر لجميع المتغيرات بمستوي معنوية ٥%. مما يعني أن المتغيرات غير مستقرة في مستوياتها. ولكن السلاسل الزمنية لتلك المتغيرات أوضحت استقرارا في سلوكها بعد أخذ الفرق الأول، وهو ما يعني أن سلاسل تلك المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولي I(1) .

جدول (٢) اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات المستخدمة في التقدير باستخدام اختبار(ADF)

المتغيرات	مستوي المتغير		الفرق الأول	
	ثابت بدون اتجاه	ثابت مع اتجاه	ثابتبدوناتجاه	ثابتمعاتجاه
LX	-0.6311	-2.3911	-3.786**	-3.769**
LWY	-0.1511	-2.829	-4.702**	-4.631**
LRER	-1.682	-2.213	-3.920**	-3.920**
LTOT	-1.128	-2.320	-3.617**	-3.662**
V	-1.867	-1.921	-4.115**	-4.089**

-القيمة الحرجة عند مستوي معنوية ٥% هي 2.89- و 3.46- فيحالة عدم وجود اتجاه ،وحالة وجود ثابت مع اتجاه علي الترتيب،

ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك فقد اقترح Johansen (1988, 1991) إجراء اختبارين هما اختبار الأثر Trace واختبار القيمة الذاتية القصوى Maximum Eigenvalue . وأوضحت نتائج تلك الاختبارات (جدول ٣) أنه يمكننا رفض الفرض العدمي بعدم وجود أي متجه للتكامل المشترك بين المتغيرات عند مستوي معنوية ١%. وهو ما يعني وجود متجه وحيد للتكامل المشترك بين المتغيرات، كما يشير كذلك إلي أن أي انحراف عن العلاقة بين الصادرات وبقية المتغيرات المفسرة هو انحراف وقتي.

جدول (٣) نتائج اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسين

lags	القيمة الذاتية العظمي					اختبار الأثر				
	$r \leq 4$	$r \leq 3$	$r \leq 2$	$r \leq 1$	$r = 0$	$r \leq 4$	$r \leq 3$	$r \leq 2$	$r \leq 1$	$r = 0$
٥	1.44 8	4.82 6	9.50 2	15.30 6	39.46 7	1.90 2	5.33 7	14.83 5	30.14 2	77.97 3

- تم اجراء الاختبار بافتراض عدم وجود اتجاه في البيانات no deterministic trend ، مع وجود ثابت constant في تحليل التكامل.
- تم اختيار عدد فترات الابطاء lags اعتمادا على اختباري Akaike Information Criterion (AIC) ، Schwarz. Bayesian Criteria (SBC)

ويوضح جدول(٤) القيم الاحتمالية العظمي لمعلمات التكامل. وكما يظهر فإن كل الإشارات كما هو متوقع. فانتعاش الدخل العالمي (مقاسا بالناتج الصناعي للدول الصناعية السبع) يؤدي الي زيادة حجم الصادرات المصرية ؛ كما أنه يمثل أكبر تأثير علي الصادرات بالمقارنة بباقي المتغيرات.

بناء علي معلمة سعر الصرف الحقيقي الفعال يتضح العلاقة الموجبة بين تخفيض قيمة الجنيه المصري والصادرات المصرية، وهو ما قد يفسره أن تخفيض قيمة الجنيه يجعل الصادرات المصرية أرخص نسبيا، وأكثر منافسة في الأسواق الدولية. وعلي العكس من ذلك أدي تدهور معدلات التبادل الدولي إلي نتائج سلبية علي حجم الصادرات. وقد يرجع ذلك إلي تخصص مصر في عدد محدود من السلع الأولية التي تتميز بتقلباتها الحادة ، أو إلي معدلات النمو المرتفعة للسكان.

كما يوضح جدول ٤ كذلك أن العلاقة بين تقلبات سعر الصرف والصادرات هي علاقة عكسية. هذه العلاقة السالبة تشير إلي أن عدم التأكد في سعر الصرف يزيد من تفضيلات المصدرين الخائفين من المخاطر للتجارة الداخلية عن التجارة الدولية.

جدول (٤) متجه التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانسين

V	TOT	RER	WY	X
0.2137	2.6578	- 0.4178	- 4.702	1.00
(0.0713)	(0.3111)	(0.2489)	(0.6766)	

- الأخطاء المعيارية بين الأقواس.

كما يمكن أيضا فحص العلاقة بين المتغيرات المفسرة والصادرات من خلال نموذج تصحيح الخطأ(ECM) في الأجلين القصير والطويل، حيث يهتم واضعو السياسات بمعرفة العلاقة في الأجل القصير. ويوضح جدول ٤ نتائج نموذج تصحيح الخطأ. ومن خلال الجدول نلاحظ أن معلمة تصحيح الخطأ (ECT) ذات إشارة سالبة ومعنوية عند مستوي معنوية ١%.وهذا يعني أن جزءا من التغيرات في الصادرات في الفترة الحالية عبارة عن تعديل للاقتراب من التوازن المستقر في الأجل الطويل. فقيمة معامل تصحيح الخطأ ECT (-٠,٠٣٤٢) تعني أن انحراف الصادرات عن مستوي التوازن في الأجل الطويل سيتم علاجه جزئيا بقيمة 3.4%خلال كل فترة زمنية (ربع سنة).

جدول (٥) نتائج انحدار نموذج تصحيح الخطأ

الاختبارات التشخيصية	V	LTOT	LRER	LWY	LX	ECT	Lag
R2=0.6131 NORM=10.291 AR(4)=0.8325 ARCH(4)=0.6741 RESET=0.7531	- 0.0308** (0.0992)	- 0.1507** (0.0416)	0.1879 (0.1033)	3.414** (1.1068)		- 0.034** (0.0148)	0
		- 0.2104** (0.0539)	0.1147 (0.1092)	2.811** (1.1068)	- 0.6643** (0.0903)		1
			0.0721 (0.0430)	0.3696* (0.1884)	- 0.2798** (0.1351)		2
	-0.0572* (0.0291)	0.1953** (0.0476)					3
	0.0778* (0.0342)		0.1089 (0.0824)	0.4624** (0.1049)	0.1333 (0.0744)		4
	0.0482** (0.0128)			1.584 (1.102)			5

- الأخطاء المعيارية تظهر بين الأقواس
- تشير R2 الي معامل التحديد، وNORM الي اختبار التوزيع الطبيعي، و AR(4)إلي نموذج انحدار ذاتي من الرتبة الرابعة، و ARCH(4)إلى نموذج اختلاف التباين المشروط ذو الانحدار الذاتي و تشير RESET الي صحة الشكل الدالي المستخدم في النموذج.

كما يظهر من النتائج أن الدخل العالمي له تأثير ايجابي معنوي (عند مستوي معنوية ٥%)علي الصادرات في الأجل القصير وهو ما يتناغم مع العلاقة طوية الأجل. كما أن تدهور معدلات التبادل الدولي تؤدي الي تدهور حصيلة الصادرات في الأجل القصير. أما بالنسبة لمتغير سعر الصرف الحقيقي فإنه وبالرغم من تأثيره الإيجابي علي حجم الصادرات إلا إنه غير معنوي. وهذا يعني أن تخفيض قيمة الجنيه المصري Devaluation لن يؤثر علي الصادرات في الأجل القصير.

أما أهم نتيجة تم الحصول عليها من نموذج تصحيح الخطأ فهي الأثر السلبي للتقلب في سعر الصرف علي الصادرات في الأجل القصير. كما يظهر من الاختبارات التشخيصية أن نموذج تصحيح الخطأ للعلاقات في الأجل القصير بين المتغيرات هو نموذج جيد يتبع التوزيع الطبيعي، ويخلو من مشكلات الارتباط السلسلي وعدم ثبات التباين. كما أن النموذج موصف توصيفا جيدا.

٥- الخلاصة

في هذه الدراسة تم اختبار العلاقة الدينامية بين الصادرات وتقلب سعر الصرف في مصر، بالإضافة إلي متغيرات الدخل العالمي، وسعر الصرف الحقيقي ومعدلات التبادل الدولي. وتم استخدام نموذج التكامل المشترك ونموذج تصحيح الخطأ من أجل دراسة العلاقة في الأجلين الطويل والقصير.

ومن خلال الدراسة القياسية اتضح أن جميع متغيرات الدراسة متكاملة فيما بينها خلال فترة الدراسة الممتدة من ١٩٨٠ الي ٢٠١٠ ، وهو ما يعني أن هذه المتغيرات لن تنحرف كثيرا في الأجل الطويل. كما اتضح أن سياسة سعر الصرف للتأثير علي الصادرات لن تكون سياسة جيدة. حيث إن تخفيض قيمة الجنيه المصري لن يتبعه زيادة الصادرات وذلك في الأجل القصير. ومع ذلك فإن سياسة تخفيض قيمة الجنيه ستؤدي إلي زيادة الصادرات في الأجل الطويل. إن إدارة مصر لسياسة سعر الصرف وإن حقق بعض النجاح لزيادة الصادرات، إلا أن القدرة التنافسية لمصر في الأسواق الأجنبية ما زالت تواجه العديد من المشكلات المتعلقة بالتكنولوجيا الحديثة وانخفاض جودة المنتجات النهائية.

بالإضافة الي أن الدراسة استنتجت العلاقة السلبية بين التقلبات في سعر الصرف وحجم الصادرات في كلا من الأجلين القصير والطويل. حيث أدي تقلب سعر الصرف الي انخفاض الطلب علي الصادرات المصرية في الفترة محل الدراسة.

المراجع

Ahmed, K. (2003). Empirical Examination of Malaysia Exchange Rates, Price level and Output some introductory results. Conference Proceedings, Ryerson University, Toronto, Canada.

Altintaş, Halil; Cetin, Rahmi; Öz, Bülent. (2011),South East European Journal of Economics & Business (1840118X). 6(2), 67-77.

Arslan,I(1993). Export Incentives ,Exchange Rate Policy & Export Growth in Turkey. *The Review of Economics and Statistics*.75(1).1128-133.

Artus, J. R. (1993). Toward a More Orderly Exchange Rate System.*Finance and Development*, 20, 10-13.

Baak, Saangjoon, (2004). Exchange Rate Volatility and Trade among the Asia Pacific, International University of Japan, : ttp://repec.org/esFEAM04/up.29293.1080736850.pdf

Bahmani-Oskooee, Mohsen., and Nabil Latifa. (1992).Effects of Exchange Rate Risk on Exports: Cross Country Analysis. *World Development* 20(8):1173-1181.

Baron, D.P. (1976).Fluctuating Exchange Rates and the Pricing of Exports.*Economic Enquiry*, 14:425-438.

Beng, G. W. (1991). On the Deviation from Purchasing Power Parity The Case of the Ringgit Effective Exchange Rate. *Applied Economics*, 23, 1461-1471.

Broll, U. (1994). Foreign production and forward markets. *Australian Economic Papers*, 62, 1-6.

Choonge, C.K., Yusop, Zulkornain&Liew, K.S. (2003). Export- Led Growth Hypothesis in Malaysia an Application of two-stage least Square Technique. *International Finance*, no. 0308002.

Clark, P. B. (1973). Uncertainty, Exchange Rate Risk on International Trade. *Western Economic Journal*, 11, 302-313.

Clark, P., Tamirisa, N., Wei, S.J., (2004), Exchange rate volatility and trade flows-some new evidence, *IMF Working Paper*, International Monetary Fund.

Cote, A. (1994). Exchange rate volatility and trade.*Bank of Canada Working Paper*, 94-95.

Cushman, David O. (1983).The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade.*Journal of International Economics* 15, August, pp. 43-63.

De Grauwe, P. (1988). Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade.*IMF Staff Papers*, 35, 1, 63-84.

Demers, M. (1991).Investment Under Uncertainty, Irreversibility, and the Arrival of Information over Time.*Review of Economic Studies*, 58, 333-350

Doroodian, K. (1999). Does Exchange Rate Volatility Deter International Trade in Developing Countries.*Journal of Asian Economics* 10.465—474.

Ethier, W. (1973).International trade and the forward exchange market.*American Economic Review* 63 (3), 494–503.

Ferto, I. &Fogarasi, J. (2012). On Trade Impact of Exchange Rate Volatility and Institutional Quality: The Case of Central European Countries. Dublin, Ireland , European Association of Agricultural Economists.

Franke, G. (1991). Exchange rate volatility and international trading strategy.*Journal of International Money and Finance*, 10, 292-307.

Gagnon, J. E. (1993). Exchange Rate Volatility and the Level of International Trade.*Journal of International Economics*, 34, 269-287.

Hall S., Hondroyiannis G., Swamy P., Tavlas G., Ulan M. (2010). Exchange Rate Volatility and Export Performance: Do Emerging Market Economies Resemble Industrial Countries or other Developing Countries?.*Economic Modeling*, 27(6), 1514-1521.

Hayakawa, K. & Kimura, Fukunari. (2009). The effect of exchange rate volatility on international trade in East Asia. *Journal of the Japanese and International Economies*, 23(4), 395-406.

Hooper, P. and Kohlhagen, S.W. (1978).The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade.*Journal of International Economics*, 8, 483-511

Ibrahim, M. H. (2003). International disturbances and Domestic Macroeconomics Fluctuations in Malaysia.*ASEAN Economics Bulletin*, 20, 11-30.

Kasman, A. &Kasman, A.(2005). Exchange Rate Uncertainty in Turkey and its Impact on Export Volume.*METU Studies in Development*, 32 (June), 2005, 41-58

Lee K.S., Saucier P., (2005). Exchange Rate Instability and Trade Integration -The Case of Asia, 5th International Conference International Trade And Logistics Corporate Strategies and The Global Economy, LE HAVRE – 28-29 September.

Liew, Venus Khim-sen, Baharumshah, Ahmad Zubaidi and Chong, Terence Tai-leung. (2004).Are Asian real exchange rates stationary?. *Economics Letters,* 83(3), 313-316.

Mckenzie M.D., 1999, The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows, *Journal of Economic Surveys 13*, p.71-106.

Michael, N.Barine.(2011).An Impact Analysis of Foreign Exchange Rate Volatility on Nigeria's Export Performance. *European Journal of Economics, Finance & Administrative Sciences.*37, 47-55.

Nabli.M.K& Marie-Ange Véganzone's Varondakis. (2002): Exchange Rate Regime and competitiveness of Manufactured Export. Internet Slide. The Case of MENA. Retrieved March 2012, From name of web site: http//nweb/8worldbank.org.

Peree, E., & Steinherr, A. (1989).Exchange rate uncertainty and foreign trade.*European Economic Review*, 33,1241-1264.

Ripoll-i-Alcon J., (2010). Trade Integration as a Mechanism of Financial Crisis Prevention.*International Advances in Economic Research*, 16(2), 149-164.

Savvides, A. (1992). Unanticipated Exchange Rate Variability and the Growth of International Trade.*journal WeltwirtschaftlichesArchiv, 128, 446-463*

Sercu, P. &Vanhulle, C. (1992).Exchange Rate Volatility, Exposure and the Value of Exporting Firms. *Journal of Banking and Finance*, 16, 155-182.

Shirvani, H., and B. Wilbratte.(1997). The Relationship between the Real Exchange Rate and the Trade Balance: An Empirical Reassessment. *International Economic Journal*, 11(1).

Tandrayen.R., V. and, E, Nawsheer. (2011). Does Exchange Rate Volatility Harm Exports? Evidence from Mauritius. *Journal of Emerging Trends in Economics & Management Sciences*.2(3), p146-155.

Tenreyro, S., (2007), On the trade impact of nominal exchange rate volatility. Journal of Development Economics.82 (2), p485-508.

Williamson, J. (1985). The Exchange Rate System. 2nd Edition, Washington, DC: Institute for International Economics. 1985

Williamson, O.E., (1985), *The Economic Institutions of Capitalism: Firms, Markets, Relational Contracting*, New York:The Free Press.

Wolf, A. (1995). Import and Hedging Uncertainty in International Trade. *Journal of Future Markets*, 15, 101-110.