محددات العجز التجاري في مصر خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤

محمد عباس محمد على إبراهيم
كلية التجارة – جامعة أسوان

الملخص

حظى موضوع العجز التجاري في مصر في الآونة الأخيرة باهتمام مكثف، وأثيرت التساؤلات حول العناصر أو المحددات التي يمكن أن تؤثر على العجز التجاري في الاقتصاد المصري. لذا، تم في هذه الدراسة تقدير المعلمات الحرجة لمحددات العجز التجاري في مصر خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤ باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) لستوك وواتسون Stock and Watson (1993)، ويستند التحليل إلى السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤. ويتم تقييم خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية المستخدمة لتحديد رتبة التكامل لكل سلسلة لاستيفاء شروط تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية.

وتظهر نتائج التقدير أن جميع المتغيرات لها إشارتها النظرية المتوقعة ، والتي تؤكد وجود علاقة موجبة ومعنوية بين العجز التجاري في مصر والدخل الحقيقي ، والأسعار المحلية بالنسبة للأسعار الأجنبية ، والاحتياطيات الدولية. من ناحية أخرى ، هناك علاقة سالبة ومعنوية بين العجز التجاري وسعر الصرف الحقيقي الفعال.

الكلمات المفتاحية: العجز التجاري، رصيد ميزان التجارة، الصادرات، الواردات، التجارة الدولية، ميزان المدفوعات، اختبار جذر الوحدة، التكامل المشترك، تحليل المربعات الصغرى الديناميكية ، الاقتصاد المصري.

Abstract

This study empirically estimates the critical parameters of trade deficit in Egypt for the period 1970-2014 by using dynamic ordinary least squares (DOLS) approach of Stock and Watson (1993). Time series properties of the processes that generate the data be assessed to specify the order of integration for each series to satisfy the conditions of applying the DOLS procedure. Our estimation results show that all variables have its theoretical expected sign, which confirm that there exists a positive and significant relationship among the trade deficit in Egypt and real income, relative domestic prices to foreign prices, International reserves. On the other hand, there is a negative and significant relationship between trade deficit and real effective exchange rate.

Keywords: Trade Deficit, Trade Account Balance, Exports, Imports, International Trade, Balance of Payment, Unit Root test, Cointegration Analysis, DOLS Analysis, Egyptian Economy.

- مقدمة:

تعتبر التجارة واحدة من أهم أدوات تحقيق النمو الاقتصادى والتوظف والرفاهية. وفي عديد من الدول، تعد التجارة مساهماً رئيسياً في الناتج المحلي الإجمالي. كما تعد التجارة الدولية عنصراً هاماً وحيوياً عندما لا تتمكن الدول من تحقيق الاكتفاء الذاتي من عوامل الانتاج والسلع الاستهلاكية والسلع الرأسمالية. وفي القرنين التاسع عشر والعشرين لعبت التجارة دورًا رئيسيًا في تحقيق النمو الاقتصادي العالمي. وفي العديد من البلدان المتقدمة والنامية ، كانت تدفقات التجارة الدولية ورؤوس الأموال طويل الأجل بمثابة "محرك النمو" في تحقيق النمو الاقتصادي السريع والتنمية الاقتصادية (Oke, 2007). وأثبت رودريك (Rodrick, 2001) أنه لا يوجد دول حققت معدلات جيدة للنمو بدون تجارة دولية. فالتجارة الدولية هي أحد المصادر الرئيسية لتبادل المكاسب وأيضاً العملات الأجنبية الضرورية لاستيراد السلع الرأسمالية بالإضافة إلى السلع والخدمات الاستهلاكية الأخرى التي لا يتم إنتاجها محليًا. إن العجز المستمر والمتزايد في الميزان التجاري عادة ما يؤثر على أداء الاقتصاد، ويثير التساؤل حول مدى قدرة الاقتصاد على تحقيق الاستدامة.

٢- مشكلة البحث:

حظى موضوع العجز التجاري في مصر في الآونة الأخيرة باهتمام مكثف، وأثيرت التساؤلات حول العناصر أو المحددات التي يمكن أن تؤثر على العجز التجاري في الاقتصاد المصري. حيث شهدت الواردات المصرية معدلات نمو مرتفعة خلال العقدين الماضيين، وعلي الجانب الاخر حققت الصادرات معدلات نمو ضعيفة، الأمر الذي من شأنه أن يؤدي إلى تفاقم العجز فى الميزان التجاري المصري. ومن هذا المنطلق تتمثل مشكلة البحث في التساؤل التالي:

ما هي المحددات أو المتغيرات الاقتصادية التي تؤثر على عجز الميزان التجاري المصري.

٣- هدف البحث:

يهدف هذا البحث إلى التعرف على المحددات التي تؤثر على العجز التجاري في مصر خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤ ، باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) لستوك وواتسون Stock and Watson (1993)، ويستند التحليل إلى السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤.

ويسعي البحث إلى التوصل إلى نتائج تمكن صانعى السياسة الاقتصادية من تصميم خطة ناجحة لإدارة عجز الميزان التجارى وبالشكل الذي لا يعوق النمو الاقتصادي وتحقيق الاستدامة.

٤- خطة البحث:

سوف يشمل هذا البحث بالإضافة إلى المقدمة، تطور الاقتصاد المصري في الفترة الأخيرة وسلوك قطاع التجارة الخارجية بشكل عام ورصيد الميزان التجاري بشكل خاص، ثم الأدب الاقتصادى والذي تناول الدراسات التطبيقية الحديثة. كما سيتم تناول منهجية الدراسة ونموذج التقدير فضلاً عن المتغيرات الاقتصادية التي يتضمنها النموذج والبيانات وكيفية الحصول عليها ثم تقدير النموذج ونتائجه وأخيراً الخلاصة والنتائج.

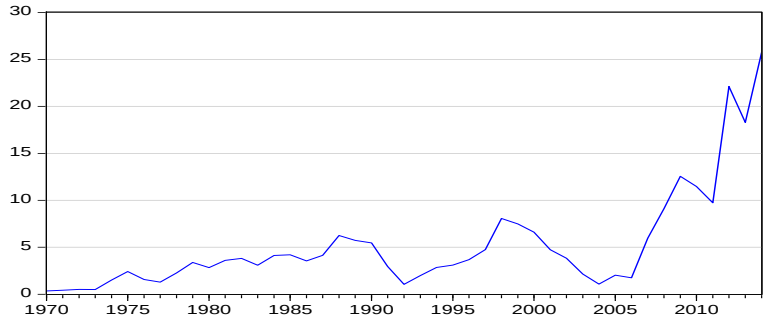
٥- التطور الاقتصادي في مصر وسلوك قطاع التجارة الخارجية والعجز التجاري

تصنف مصر بأنها إحدى الدول ذات الدخل المتوسط – المنخفض، وبمتوسط نصيب للفرد من الناتج المحلي الإجمالي بلغ في عام ٢٠١٤ حوالي ١٤٦٧ دولار (بالأسعار

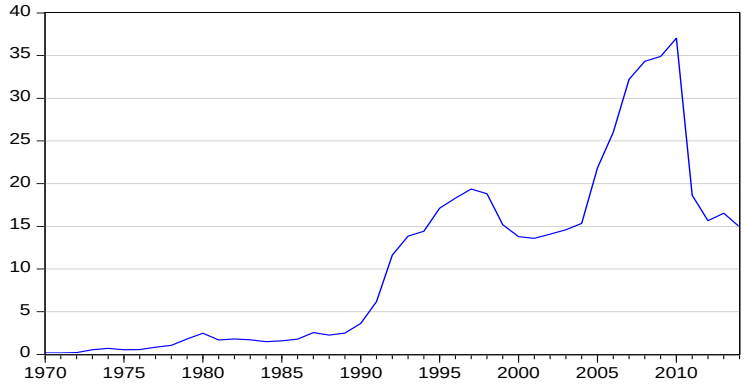
الثابتة لعام ٢٠٠٥)، كما أنها إحدى دول منطقة الشرق الأوسط وشمال أفريقيا والتي بلغ عدد سكانها في عام ٢٠١٤ حوالي ٨٩.٦ مليون نسمة. وخلال العقد الماضي حقق الناتج المحلي الإجمالي في مصر معدل نمو بلغ نحو ٦.٣٪ خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤، كما بلغت تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر حوالي ٤.٧٨ مليار دولار والذي مثل حوالي ١.٦٧٪ من الناتج المحلي الإجمالي في عام ٢٠١٤ (World Bank, http://data.worldbank.org/indicator/). ورافق هذا الأداء زيادة الانفتاح التجاري وسياسات تشجيع الصادرات.

في هذا الصدد ، كما هو مبين في الجدول (م-١) بالملحق، شهد العجز التجاري وكما هو موضح في الشكل رقم (١) أيضاً زيادة حادة منذ عام ٢٠٠٦ والتي اقترنت بانخفاض في الاحتياطيات الدولية منذ عام ٢٠١٠ كما هو موضح في الشكل رقم (٢) ، وزيادة مطردة في إجمالي الناتج المحلي الإجمالي كما هو موضح أيضاً بالشكل رقم (٣). يمكننا أيضا ملاحظة الزيادة الملحوظة في معدل الصرف الحقيقي الفعال خلال ١٩٧٠- ٢٠١٤ وكما هو موضح أيضاً في الشكل رقم (٤).

الشكل رقم (١) حجم العجز التجاري بالأسعار الجارية (مليار دولار) في مصر خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤

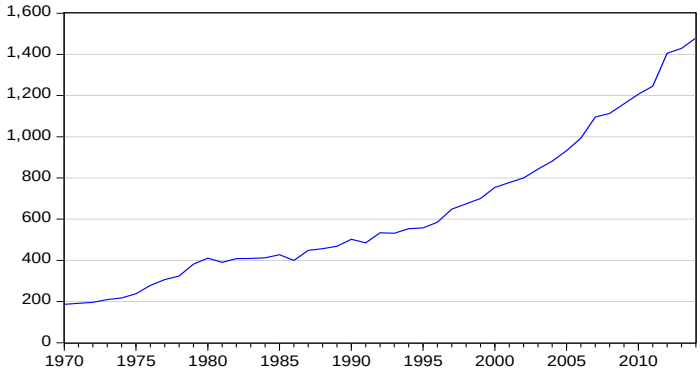


الشكل رقم (٢) حجم الاحتياطيات الدولية (مليار دولار) في مصر خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤

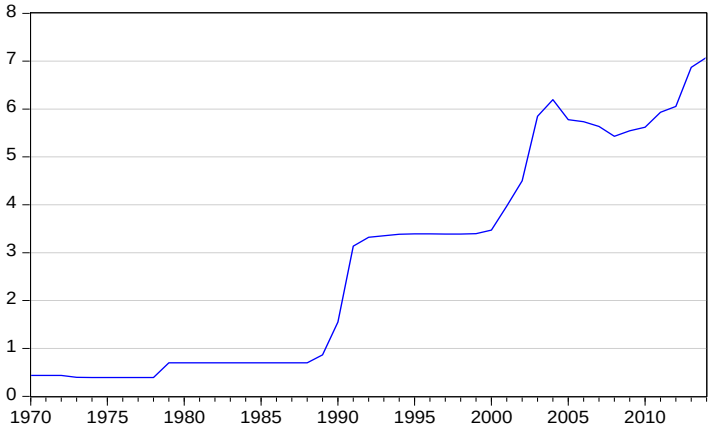


Source: World Bank, http://data.worldbank.org/indicator/.

الشكل رقم (٣) الناتج المحلى الاجمالي بالأسعار الجارية (مليار دولار) في مصر خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤



الشكل رقم (٤) معدل الصرف الحقيقي الفعال في مصر خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤



وكما هو مبين في الجدول (١) ، ارتفع إجمالي التجارة من ٢.٤٥ مليار دولار إلى ١٣٤ مليار دولار خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤ ، بمتوسط معدل نمو بلغ ٩.٥٢ ٪. خلال نفس الفترة ، كما ارتفعت نسبة التجارة / الناتج المحلي الإجمالي من ٣٣.١١ ٪ إلى ٤٦.٧٧ ٪ خلال نفس الفترة ، لذلك تضاعفت هذه النسبة خلال الفترة (World Bank, http://data.worldbank.org/indicator/).

جدول رقم (١): بعض مؤشرات التجارة في مصر بالأسعار الجارية في عامي ١٩٧٠ و٢٠١٤.

البيان	القيمة (مليار دولار)		% من الناتج المحلي الإجمالي*	
	١٩٧٠	٢٠١٤	١٩٧٠	٢٠١٤
الصادرات السلعية	٠.٧٦	٢٧.١	٩.٩٣	٩.٤٦
الصادرات الخدمية	٠.٣٤	٢١.٩	٤.٤٣	٧.٦٤
إجمالي الصادرات	١.١	٤٩	١٤.٣٦	١٧.١
الواردات السلعية	٠.٧٩	٦٧.٥	١٠.٢٩	٢٣.٥٦
الواردات الخدمية	٠.٦٥	١٧.٥	٨.٤٦	٦.١١
إجمالي الواردات	١.٤٤	٨٥	١٨.٧٥	٢٩.٦٧
إجمالي التجارة	٢.٤٥	١٣٤	٣٣.١١	٤٦.٧٧

Source: World Bank, http://data.worldbank.org/indicator

United Nations, http://comtrade.un.org/db/

* حسبت بمعرفة الباحث.

يوضح الجدول رقم (٢) أن ميزان الحساب التجاري يعاني من عجز متزايد من ٠.٣٤ مليار دولار إلى ٣٦ مليار دولار خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤ ، بمتوسط معدل نمو سنوي بلغ ١١.١٨٪. على الرغم من زيادة العجز في رصيد حساب السلع بشكل كبير مع متوسط معدل النمو ١٧.٤٩٪ خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤. من ناحية أخرى ، تغير رصيد حساب الخدمات خلال نفس الفترة من عجز إلى فائض خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤ ، بمتوسط معدل نمو ١٥.٠٢٪، ويدفع ارتفاع متوسط معدلات نمو التجارة وزيادة العجز في ميزان التجارة السلعية إلى زيادة ضرورة إيجاد حلول للسيطرة على هذه المشكلة.

جدول رقم (٢) حساب التجارة بالأسعار الجارية (١٩٧٠-٢٠١٤)

البيان	القيمة (مليار دولار)		متوسط معدل النمو* (%)	% من الناتج المحلي الإجمالي*	
	١٩٧٠	٢٠١٤	١٩٧٠-٢٠١٤	١٩٧٠	٢٠١٤
الصادرات السلعية	٠.٧٦	٢٧.١	٨.٤٦		
الواردات السلعية	٠.٧٩	٦٧.٥	١٠.٦٤		
ميزان التجارة السلعية	**-٠.٠٣**	**-٤٠.٤**	**١٧.٤٩**	**٠.٣٩**	**١٥.٠٥**
صادرات الخدمات	٠.٣٤	٢١.٩	٩.٩٣		
واردات الخدمات	٠.٦٥	١٧.٥	٧.٧٧		
ميزان تجارة الخدمات	**-٠.٣١**	**٤.٤**	**١٥.٠٢**	**٤.٠٤**	**١.٥٤**
ميزان التجارة	**-٠.٣٤**	**-٣٦**	**١١.١٨**	**٤.٤٣**	**١٢.٥٧**

Source: World Bank, http://data.worldbank.org/indicator
United Nations, http://comtrade.un.org/db/

* حسبت بمعرفة الباحث.

٦- الأدب الاقتصادي

حظي موضوع العجز التجاري باهتمام كبير في إطار الأدب الاقتصادي، وقد ذهب بعض الاقتصاديين إلى اعتبار العجز التجاري يمثل مشكلة، في حين لم يعتبر البعض الآخر أن هذا العجز يمثل مشكلة. وبنظرة عامة على الحساب الجاري لدول مختلفة، نرى أن عدة دول شهدت عجزاً تجارياً وأن هذا الموضوع حظي بمناقشات عدة على المستوى المحلي والدولي، الاقتصادي والسياسي. وقد تمحور هذا الجدل حول العجز التجاري وتأثيره على الاقتصاد وعلى طريقة تمويله وطبيعته (الأسباب والحجم والاستمرارية)، كل هذه المحاور كانت محل تساؤلات.

وقد ركز كتاب اقتصاديين ومؤسسات عدة على تحليل الموضوع من وجهة نظر الدول المتقدمة والنامية على حد سواء. وفي بعض الحالات تعالت الأصوات التي تنادي بأن العجز لا يمثل مشكلة، إلا أنه في حالات أخرى أكدت عدة دراسات على أن العجز التجاري يعوق النمو الاقتصادي والتنمية، كما أنه يسبب الأزمات المالية، وضد التصنيع، ويسبب مشكلة البطالة وهكذا. وسوف نعرض فيما يلي عدد من هذه الدراسات التي تحمل وجهات نظر مختلفة.

اختبر (Mohammad, 2010) المحددات طويلة وقصيرة الأجل لعجز التجارة في باكستان، واستخدم بيانات سنوية خلال الفترة ١٩٧٥-٢٠٠٨. وتبنى في دراسته آليات التكامل المشترك لجوهانسون، وتم استخدام نموذج تصحيح الخطأ للتحليل قصير الأجل، وتمثلت المتغيرات التي تم اختبارها في الدخل الأجنبي والاستهلاك المحلي ومعدل الصرف الحقيقي الفعال والاستثمار الأجنبي المباشر. وتوصلت الدراسة إلى أن كل هذه المتغيرات لها تأثير معنوي على العجز التجاري في باكستان.

كما قام (Falk, 2008) بتحليل محددات ميزان التجارة باستخدام بيانات مقطعية زمنية

مدمجة لعدد ٣٢ دولة صناعية وصاعدة خلال الفترة ١٩٧٧٠-٢٠٠٧. وتم استخدام نماذج الآثار الثابتة ونماذج خطية مختلطة لتسمح بمتغيرات الأثر العشوائي. وأوضحت الدراسة أن ميزان التجارة كنسبة من الناتج المحلى الاجمالي يرتبط بعلاقة موجبة مع متوسط الناتج المحلى الاجمالي الحقيقي للشركاء التجاريين، وأن متوسط الناتج المحلى الاجمالي الحقيقي له تأثير سالب على ميزان التجارة. كما أن مؤشر التدهور في معدل الصرف الحقيقي يقود إلى تحسينات في ميزان التجارة ، وبالتالي فإنه في الدول التي لها ميزان تجارة سالب و/أو صافي استثمار أجنبي مباشر موجب فإن ميزان التجارة يكون أقل حساسية بشكل كبير للتحركات في مؤشر معدل الصرف الحقيقي الفعال.

ويرى (Ghosh and Ramakrishnan, 2006) أن عجز الميزان التجاري يمكن النظر إليه من ثلاث وجهات نظر، وهي الفرق بين قيمة الصادرات والواردات من السلع والخدمات، الفجوة بين الاستثمار القومي والادخار القومي، والتجارة المتداخلة بين الدول. فإذا كان العجز يرجع إلى الاستثمار الخارجي المرتفع، ولا يعكس المستوى المنخفض للادخار، فإنه في هذه الحالة لا حاجة للقلق طالما أن الاستثمار سوف يتجه إلى نمو الناتج، وبالتالى لا داعي للقلق من استيراد المزيد من السلع وتكبد عجزا تجارياً اليوم مقابل تصدير نفس القدر في المستقبل وتحقيق فائض.

كما أنه إذا كان العجز من السهل تمويله من خلال رأس المال الأجنبي كما حدث في استراليا ونيوزيلندا فهو ليس أمراً سيئاً ولكن يمكن التعامل معه بحذر في حالة ما إذا كان تمويل العجز يتم من مسحوبات التمويل الخاص كما حدث في المكسيك في عام ١٩٩٥ وتايلاند في عام ١٩٩٧.

قدم (Moon, 2001;2005) في دراساته الدليل على كيف أن العجز التجاري يعوق النمو الاقتصادي للدول ويقود إلى تجميع خصوم أجنبية أعلى، وزيادة التبعية، وتشويه

الأولويات الوطنية، ونمو وتنمية أبطأ، وأزمات مالية محتملة كما حدث في دول أمريكا اللاتينية ودول شرق آسيا فى الماضي.

اختبر (Hacker and Hatemi, 2002) العلاقة بين ميزان التجارة ومعدل الصرف في جمهورية التشيك وهنجاريا وبولندا مقارنة بألمانيا. ووجدا الباحثان دليلاً على علاقة طويلة الأجل بين ميزان التجارة ومعدل الصرف في الدول الثلاث. وأضحا أن كل من جمهورية التشيك وبولندا تمتلكان الخصائص التي تقوم على تأثير منحنى (J) -J) (curve effect والذي يعني أن العملة الضعيفة ستقود إلى واردات أغلى وصادرات أرخص ، الأمر الذي من شأنه أن يقود إلى زيادة العجز التجاري أو تقليل الفائض، والعكس في حالة العملة القوية.

كما وظف (Baharumshah, 2001) نموذج الانحدار الذاتي غير المقيد ذو المتجه Vector Unrestricted Autoregressive Regression (VAR) لموازين التجارة الثنائية لتايلاند وماليزيا مع الولايات المتحدة الأمريكية واليابان خلال الفترة ١٩٨٠-١٩٩٦. وتوصل إلى أن هناك علاقة موجبة ومستقرة في الاجل الطويل بين ميزان التجارة ومعدل الصرف. أما الدليل على وجود أثر منحنى (J) في العلاقة قصيرة الأجل كانت النتائج مختلطة ومتباينة. حيث وجود أثر J ينطبق على بيانات تايلاند، بينما لا ينطبق على بيانات ماليزيا.

كما اختبر (Bahmani-Oskooee and Kantipong, 2001) مدى وجود أثر منحنى (J) على بيانات تايلاند مع شركائها التجاريين الرئيسيين وهى ألمانيا واليابان وسنغافورة والمملكة المتحدة والولايات المتحدة الأمريكية خلال الفترة ١٩٧٣-١٩٩٧. وتوصل إلى وجود أثر منحنى (J) في بيانات التجارة الثنائية مع الولايات المتحدة واليابان فقط.

ويرى (Griswold, 1998) أن العجز التجارى ليس سيئاً ولا ينتج عن ممارسات تجارية غير عادلة للدول الأخرى، كما أنه لا يرجع إلى النقص في التنافسية ولكنه يرجع إلى ظهور عوامل أخرى في الاقتصاد الكلي لا ترتبط بالتجارة بشكل مباشر. وأوضح أن العجز التجاري ببساطة هو انعكاس للفائض في حساب رأس المال والاقتصاد المتنامي للدولة والمدفوع باستثمارات عالية. وعلى العكس من ذلك، وفي اتجاه حالة القلق، يرى البعض أن عجز التجارة يقود إلى دين خارجي أعلى والذي يمكن أن يتسبب في حدوث مشكلة في المستقبل في حال توقف التمويل الأجنبي.

وينظر (Udwadia and Agon, 1988) إلى عجز التجارة من وجهة نظر اقتصادية وسياسية وأخلاقية. ويرى أنه يمثل حالة "اللا مشكلة". ويرى أن وجهة النظر القائمة على أن الأزمات السياسية ترجع إلى عجز تجاري مستمر ومتراكم هي وجهة نظر مبالغ فيها من حيث المنظور السياسي والأخلاقى، وأن لها تأثير ضعيف مقارنة بالأثار الاقتصادية. فمن الزاوية السياسية فإن الحجة التي تقضي بأن فائض التجارة يعد أمراً جيداً تأتي من هؤلاء الذين يعتقدون أن القوة تأتي من الربح. كما أنه من الزاوية الأخلاقية فإن العجز يعد أمراً سيئاً، وذلك عندما يقول الناس "لا تستهلك أكثر من أدواتك" و "ادخر ليوم يكون ممطراً". ويرى الباحثان أن الدور المتداخل لهذه المناظير الثلاثة حول العجز التجاري إلى مشكلة. وبالتالى فإذا كان العجز ناتجًا عن بناء البنية التحتية للدولة أو القاعدة الصناعية ، أو واردات المواد الخام أو بسبب ارتفاع تدفق المساعدات الأجنبية والاستثمار الأجنبي المباشر إلى القطاع الإنتاجي ؛ فلا داعي للقلق لأن الاقتصاد سوف يتمكن من تقليل العجز في المستقبل القريب.

وعلى ضوء المناقشات السابقة ، يتضح أن العجز التجارى موجود في دول عديدة، وأن الاقتصاديين لهم إدراك مختلف باعتباره مشكلة أحياناً أو سبب لمشكلة أحياناً أخرى.

٧- منهجية ونموذج الدراسة:

تبحث هذه الدراسة فى محددات العجز التجاري في مصر خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤ باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية Dynamic Ordinary Least Square (DOLS) لستوك وواتسون (Stock and Watson, 1993) . لذا، يعد البحث الحالي على قدر كبير من الأهمية كأحد الحالات الدراسية لأنه يضيف إلى مجال المعرفة مدى صحة نظريات العجز التجاري في حالة دولة نامية مثل مصر.

ويرجع اختيار هذه الفترة لعاملين رئيسيين، أولهما توفر البيانات لجميع متغيرات الدراسة، والعامل الثاني هو جودة السلاسل الزمنية وصلاحيتها للقياس وذلك باستيفائها شروط متطلبات النماذج التي سوف يتم تطبيقها، ونأمل أن تساعد النتائج التي سوف يتم التوصل إليها صانعوا السياسة الاقتصادية من تصميم خطة لتوجيه قطاع التجارة الخارجية بما يخدم الأهداف الاقتصادية العامة للدولة، وتحقيق الرفاهية الاقتصادية لأفراد المجتمع.

١/٧ منهجية الدراسة

في الخطوة الأولى نستخدم اختبار جذر الوحدة Unit Roots Test لمعرفة مدى سكون وتكامل السلاسل الزمنية المستخدمة في القياس وتجنب النتائج الزائفة نتيجة لعدم سكونها وتكاملها، من خلال استخدام اختبار فيليبس- بيرون (PP) Phillips and Perron .

وفي الخطوة الثانية سوف يتم اختبار مدى سكون سلسلة بواقي الانحدار الناتج عن تقدير النموذج بالمتغيرات غير الساكنة والتي توضح العلاقة طويلة الاجل بين المتغيرات. وإذا ما ثبت سكون بواقي الانحدار يتم وضع النموذج في إطار نموذج تصحيح الخطأ وفقاً لطريقة انجل جرانجر ذات الخطوتين، وذلك للحصول على العلاقة التوازنية قصيرة الأجل.

كما سيتم إجراء اختبارات التكامل المشترك باستخدام اختبار جوهانسون_جوسيليوس Johansen-Juselius وذلك في حالة ثبوت سكون السلاسل الزمنية وبنفس الرتبة، للتأكد من مدى وجود متجهات تكامل مشترك بين المتغيرات.

١/١/٧ اختبار جذر الوحدة Unit Root Test:

يعد اختبار جذر الوحدة من الأساليب الحديثة لاختبار مدى سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية، وتعتمد فكرته على المعادلة التالية:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \xi_t$$

وتمثل Y_t المتغير في الفترة (t) ، و ξ_t حد الازعاج أو الاضطراب ويطلق عليه الصخب الأبيض White Noise وذو وسط حسابي يساوي صفر ($\mu=0$) وتباين ثابت ($\sigma^2=1$) وتغاير يساوي صفر $cov(\xi_t)=0$ وعندما تكون ($\rho=1$) مقبولة إحصائياً فإن ذلك يثبت أن السلسلة الزمنية غير ساكنة وأن البيانات تعاني من جذر الوحدة.

ويجب معالجة كل سلسلة زمنية غير ساكنة بأخذ الفروق، حيث يتم معالجة Y_t إذا كانت غير ساكنة بأخذ الفروق للدرجة (d , ... ,1,2,3) لجعلها ساكنة، وفي هذه الحالة تكون السلسلة الزمنية متكاملة من الرتبة d ، ويرمز لها $Y_t \approx I(d)$. ويعد اختبار ديكي–فوللر المطور من أهم الطرق المستخدمة لاختبار البيانات التي تعاني من جذر الوحدة، ويعتمد هذا الاختبار على الآتي:

النموذج الأول: بدون مقطع بدون اتجاه زمني

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-1} + \xi_t$$

النموذج الثاني: وجود مقطع وبدون اتجاه زمني

$$\Delta Y_t = \alpha + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-1} + \xi_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \rho_j \Delta Y_{t-1} + \xi_t$$

النموذج الثالث: وجود مقطع ووجود اتجاه زمني

حيث يمثل α المقطع وT الاتجاه الزمني ويتم حسابه كالتالي:

$$T = \left(t - 1 - \frac{1}{2} N \right) \quad , (t=2,3, \ldots\ldots N)$$

وتمثل K_{max} فترة التباطؤ الأعظم، ويتم تحديدها بناء على الصيغة التالية:

$$K_{\max} = \text{int}\{12(N/100)^{1/4}\} \quad , \quad \text{int=integr}$$

N حجم العينة

٣- يتم تحديد مستوى المعنوية للمقطع α في ظل الفرضين التاليين:

- الفرض الصفري

H_0: ρ =1

- الفرض البديل

H_1: ρ <1

فإذا كانت ρ تساوي واحد نقبل الفرض الصفري وفي هذه الحالة تعاني السلسلة الزمنية من جذر الوحدة أي أنها غير ساكنة، أما إذا كانت ρ أقل من الواحد الصحيح نرفض الفرض الصفري ونقبل الفرض البديل وفي هذه الحالة تكون السلسلة الزمنية خالية من جذر الوحدة وبالتالي تكون ساكنة.

$$\Delta Z_t = \chi + (\rho - 1)Z_{t-1} + \gamma T + \delta \Delta Z_{t-1} + e_{2t}$$

٢/١/٧ إختبار التكامل المشترك:

عند تقدير علاقة انحدار بين عدد من المتغيرات في صورة سلاسل زمنية غير ساكنة فمن الممكن أن تكون هذه العلاقة المقدرة زائفة، حتى وإن جاءت مؤشرات مثل R^2 وقيم t المحسوبة كبيرة، لأن التغير في هذه المتغيرات قد يرجع إلى متغير آخر وهو الزمن (t) والذي يؤثر فيهما جميعاً الأمر الذي يجعل العلاقة بينها متصاحبة، أي تربط بينها علاقة اقتران أو ارتباط وليس علاقة سببية. وعلى الرغم من أن أحد الحلول لعدم سكون السلسلة الزمنية هو أخذ الفرق، لكن على الجانب الآخر تقدير الانحدار للمتغيرات في صورة فروق لكل متغير ليس بالحل المطلوب، لأنه قد يؤدي إلى فقدان خصائص الأجل الطويل. ومن هنا جاءت فكرة التكامل المشترك حيث تحمل خصائص الاجل القصير والطويل وتكون هذه النماذج ساكنة حتى وان كانت المتغيرات في الأصل غير ساكنة، وهي بداية فكرة التكامل المشترك. وبالتالي يمكن القول ان التكامل المشترك يشير الي طريقة الحصول على علاقة توازنية طويلة الاجل بين متغيرات ساكنة.

وتتلخص فكرة التكامل المشترك بين سلسلتين زمنيتين Y_t وX_t في أنه إذا كانت هاتين السلسلتين متكاملتين من نفس الرتبة (d) أي أن:

$$X_t \sim I(d)$$
$$Y_t \sim I(d)$$

ويوجد بين هذين المتغيرين العلاقة التالية:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t$$

وأن هذه العلاقة متكاملة من الرتبة (b) حيث (b<d) ، ففي هذه الحالة يوجد تكامل مشترك بين السلسلتين الزمنيتين Y_t وX_t من الرتبة (d,b) ويتم صياغتها كالتالي:

$$X_t \, . Y_t \sim CI(d.b)$$

وتسمى المعادلة $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t$ بمعادلة انحدار التكامل المشترك، ويمكن ان تعمم الفكرة لأكثر من متغيرين وفي هذه الحالة لا يطبق شرط تساوي السلاسل الزمنية في رتبة التكامل، ولكن يشترط أن تكون رتبة تكامل المتغير التابع لا تتجاوز (أقل من أو تساوي) رتبة تكامل أي من المتغيرات المستقلة.

وتوجد عدة طرق لاختبار مدى وجود التكامل المشترك بين السلاسل الزمنية، ومن أهمها طريقة جوهانسون_جوسيليوس Johansen-Juselius ، ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك اقترحا إجراء اختبارين (Johansen, 1988,1991) و (Johansen and Juseluis, 1990) ، والتي تعتمد على اختبارات نسب الأفضلية Likelihood Ratio Tests (LR) لجوهانسن والمبني على اختبار الأثر Trace of the Stochastic Matrix واختبار القيم العظمى المميزة Maximum Eigenvalue Stochastic Matrix.

أ- اختبار الأثر Trace of the Stochastic Matrix

وفق هذا الاختبار يتم اختبار فرضية أن هناك على الأكثر q من متجهات التكامل المشترك مقابل النموذج العام غير المقيد $\gamma = q$ وتحسب إحصائية نسبة الامكانية لهذا الاختبار من العلاقة التالية:

$$\lambda_{trace}(\gamma) = -T\sum_{i=r+1}^{\rho}\ln(1-\hat{\lambda}_i)$$

حيث أن T حجم العينة، γ عدد متجهات التكامل المشترك.

وأن $\lambda_{r+1},\cdots,\lambda_{\rho}$ هي أصغر قيم المتجهات الذاتية $p-\gamma$ وتنص فرضية العدم على وجود عدد من متجهات التكامل المشترك يساوي على الأكثر γ أي أن عدد هذه المتجهات أقل من أو يساوي γ.

ب- اختبار القيم العظمي المميزة Maximum Eigenvalue Stochastic Matrix

وتحسب إحصائية هذا الاختبار وفق المعادلة التالية:

$$\lambda_{\max}(\gamma,\gamma+1) = -T\ \ln(1-\hat{\lambda}_{\gamma+1})$$

ويتم اختبار فرض العدم الذي يقضي بوجود γ من متجهات التكامل المشترك مقابل الفرض البديل الذي ينص على وجود $\gamma+1$ فاذا زادت القيمة المحسوبة لنسبة الأفضلية LR عن القيمة الحرجة بمستوى معنوية معين، فإننا نرفض فرض العدم الذي يشير الي عدم وجود أي متجه للتكامل المشترك وإذا كانت أقل فإننا لا نستطيع رفض فرض العدم بوجود متجه واحد على الأقل للتكامل المشترك.

٣/١/٧ طريقة التقدير

بعد التأكد من وجود علاقة تكامل مشترك تربط بين السلاسل الزمنية لمتغيرات نموذج الدراسة فإن الخطوة التالية هي استخدام النموذج للحصول على تقديرات ذات خصائص جيدة.

وفي الدراسة الحالية، وفي حالة انطباق شروط التطبيق، فسوف يتم تقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية DOLS، وتعد من أحدث الطرق والأكثر قوة بسبب أدائها في العينات صغيرة الحجم، إذ تستخدم هذه الطريقة في تقدير العلاقة التوازنية في الاجل الطويل، للنماذج الذي تشتمل على متغيرات متكاملة من نفس الرتبة أو من رتب مختلفة لكنها ما زالت متكاملة تكاملاً مشتركاً. وهي طريقة اقترحها فيليبس (Phillips, 1988) ثم تم تطويرها من قبل سايكونين (Saikkonen, 1992)، وستوك وواتسون (Stock and Watson, 1993) والتي تعتمد علي فترات الازاحة Leads والفترات المبطأة Lags للمتغيرات، وتتخذ معادلة الانحدار الشكل التالي(Montalvo, 1995) :

$$Y_t = \theta' Z_t + \sum_{j=-k}^{k} \Pi'_j \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث أن:

$$\Delta X_t = \mu_t$$

$$Z_t = (1, X'_t)'$$

$$\theta = (\beta_0, \beta_1)$$

ويمكن تعريف مقدر طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية على النحو التالي:

$$\widehat{\theta}_{dols} = \left(\sum_{t=k+1}^{T-k} \widetilde{Z}_t \widetilde{Z}'_t \right)^{-1} \left(\sum_{t=k+1}^{T-k} \widetilde{Z}_t \widetilde{Y}_t \right)$$

إذن $\widetilde{Z}$ و $\widetilde{Y}_t$ يمثلان حد خطأ الانحدار Z و Y_t

$$w_t = (u'_{t+k}, \cdots, u'_{t-k})$$

$$\varepsilon_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \Pi'_j u_{t-j} + \nu_t$$

$$\sum_{j=-\infty}^{\infty} \left\| \Pi_j \right\| \langle \infty$$

وبما أن ν_t غير مرتبط مع μ_{t-1} من المعادلة السابقة يمكن استنتاج أن:

$$\varepsilon_t = \nu_t + \sum_{|j| \rangle k} \Pi'_j u_{t-j}$$

ويعد عدم ارتباط ν_t مع كل فترات الازاحة وفترات التباطؤ لـ μ_t خاصية مهمة لإثبات أن طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية DOLS نجحت في إزالة التحيز من الدرجة الثانية لطريقة المربعات الصغرى العادية OLS.

ويعبر عن التوزيع اللوغاريتمي التقاربي لهذه الطريقة:

$$D\left(\widehat{\theta}_{dols} - \theta\right) \rightarrow \left(\int_0^1 w_{2(r)} w'_{2(r)} d_r \right)^{-1} \int_0^1 w_{2(r)} w_{1.2(r)}$$

$$w_{1.2} = w_{11}\, \Omega_{22}^{-1} w_{21}$$

وسوف نقوم في الجزء التالي بتوصيف نموذج الدراسة.

٢/٧ نموذج الدراسة

يُقاس رصيد الميزان التجاري عادة بالفرق بين قيمة صادرات البلد وارداته وكنسبة مئوية من الناتج المحلي الإجمالي الاسمي. وبدلاً من ذلك ، فسوف نستخدم في دراستنا هذه نسبة الواردات إلى الصادرات للتعبير عن عجز الميزان التجاري (Rose and Yellen، 1989).

وفقاً للنظرية الاقتصادية وما تم عرضه من دراسات سابقة، نقدم عددًا من الفرضيات المتعلقة بالعلاقة بين الميزان التجاري والعوامل المحتملة التي تؤثر على ميزان التجارة، وبالتالي سيتم بناء نموذج محددات الميزان التجاري في مصر على النحو التالي:

$$TD=f(Y, DF, REER, R) \qquad (1)$$

حيث يمثل TD رصيد الميزان التجاري ، Y هو الدخل الحقيقي ، DF هو الأسعار المحلية بالنسبة للأسعار الأجنبية ، REER هو معدل الصرف الحقيقي الفعال، وأخيراً R الاحتياطيات الدولية.

ويهدف هذا البحث إلى توظيف التطورات الأخيرة في تحليل التكامل المشترك، بتقدير العلاقة بين رصيد الميزان التجاري في مصر وعدد من المتغيرات الاقتصادية التي من المحتمل أن تؤثر قيه. وبالنظر إلى مدى الحاجة إلى مثل هذه التقديرات لغرض التخطيط والتنمية الاقتصادية الوطنية، تصبح الدقة في التقدير ذات أهمية بالغة.

وسوف يتم دراسة محددات العجز التجاري في مصر للفترة ١٩٩٠-٢٠١٤ باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) لستوك وواتسون (Stock and Watson, 1993). وسيتم تقييم خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة من أجل تحديد رتبة التكامل لكل سلسلة لاستيفاء شروط تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية.

وسوف يتم تقدير النموذج التالي:

$$\log(MX) = \beta_0 + \beta_1 \log(RGDP) + \beta_2 \log(DF) + \beta_3 \log(REER) + \beta_3 \log(RG) + \varepsilon \qquad (2)$$

حيث MX هو العجز التجاري معبراً عنه بنسبة الصادرات إلى الواردات (M/X) ، RGDP هو الدخل الحقيقي ويتم التعبير عنه بالناتج المحلي الاجمالي الحقيقي ، أما DF هو الأسعار المحلية النسبية للأسعار الأجنبية معبراً عنه بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين في مصر عام ٢٠١٠ إلى الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في الولايات المتحدة الأمريكية لعام ٢٠١٠ معبراً عن العالم الخارجي، REER هو معدل الصرف الحقيقي الفعال و RG هو ويمثل الاحتياطيات الدولية معبراً عنه بالاحتياطيات الدولية في مصر كنسبة من الناتج المحلى الاجمالى، وجميع المتغيرات في شكل لوغاريتمي طبيعي. و" ε "هو حد الخطأ.

وتم استخدام البيانات السنوية للمتغيرات محل الدراسة خلال الفترة ١٩٧٠ إلى ٢٠١٤ في مصر. وقد تم الحصول على جميع البيانات الخاصة بمتغيرات الدراسة من مؤشر التنمية للبنك الدولي (World Bank, http://data.worldbank.org/indicator/)، وقد تم تحويل البيانات إلى قيم حقيقية (بالأسعار الثابتة لعام ٢٠١٠) باستخدام الرقم القياسي لأسعار المستهلكين (٢٠١٠ = ١٠٠)، وتظهر جميع هذه العوامل في الجدول (م –١) في الملحق.

٨/ النتائج التطبيقية

في هذه الدراسة تم تبني اختبارات السكون أو جذر الوحدة للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة بتطبيق اختبار فيليبس وبيرون Phillips and Perron (PP) لتقديم أدلة حول ما إذا كانت المتغيرات ساكنة ومتكاملة بنفس الرتبة من عدمه ويتمثل الفرض الصفري لهذا الاختبار بأنها تعاني من جذر الوحدة (غير ساكنة). وتظهر نتائج الاختبار لكل متغير في الجدول رقم (٣).

جدول رقم (٣) نتائج اختبار جذر الوحدة

		PP
Log(MX)	Level	-2.537421
	First Diff.	-6.070553[a]
Log(RGDP)	Level	-0.595140
	First Diff.	-7.026410[a]
Log(DF)	Level	0.300910
	First Diff.	-2.676384[c]
Log(REER)	Level	-0.520675
	First Diff.	-4.183598[a]
Log(RG)	Level	-2.018119
	First Diff.	-4.274808[a]

Notes: PP- Phillips and Perron (1988) unit root test with the Ho: Variables are I (1); a, b and c indicate significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively

وتشير البيانات الواردة بالجدول إلى أن الفرض الصفري لا يمكن رفضه عند المستوى لكافة المتغيرات وهي العجز التجاري MX معبراً عنه بنسبة الصادرات إلى الواردات ، الدخل الحقيقي RGDP ويتم التعبير عنه بالناتج المحلي الاجمالي الحقيقي ، الأسعار المحلية بالنسبة إلى لأسعار الأجنبية DF معبراً عنه بالرقم القياسي لأسعار المستهلكين في مصر عام ٢٠١٠ إلى الرقم القياسي لأسعار المستهلكين في الولايات المتحدة الأمريكية لعام ٢٠١٠ معبراً عن العالم الخارجي، معدل الصرف الحقيقي الفعال REER والاحتياطيات الدولية RG معبراً عنه بالاحتياطيات الدولية في مصر كنسبة من الناتج المحلى الاجمالى، إلا أنه يتم رفض الفرض الصفري لجميع المتغيرات في الفروق الأولى للسلاسل الزمنية، وبهذا يمكن القول بأن كل المتغيرات متكاملة من الرتبة الأولى.

توصلنا فيما سبق إلى أن كل المتغيرات متكاملة من الرتبة الأولي، وبالتالي فإن الخطوة التالية هي اختبار عما إذا كانت تربط بين هذه المتغيرات علاقة توازنية طويلة الاجل وذلك بإجراء اختبارات التكامل المشترك.

ويوضح جدول رقم (٤) وجدول رقم (٥) نتائج اختبارات نسب الأفضلية Likelihood Ratio Tests لجوهانسن والمبني على اختبار الأثر Trace of the Stochastic Matrix واختبار القيم اعظمى المميزة Maximum Eigenvalue Stochastic Matrix، وتشير نتائج الاختبارين إلى وجود على الأقل متجه تكامل مشترك واحد بين المتغيرات ، وبالتالي تربط بين هذه المتغيرات علاقة توازنية طويلة الأجل.

جدول رقم (٤) نتائج اختبار الأثر Trace of the Stochastic Matrix وفقا لجوهانسن

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.585833	73.43064	69.81889	0.0250
At most 1 *	0.357120	33.76377	47.85613	0.5148
At most 2 *	0.176665	13.88290	29.79707	0.8472
At most 3 *	0.091053	5.135235	15.49471	0.7943
At most 4 *	0.018475	0.839153	3.841466	0.3596

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

جدول رقم (٥) نتائج اختبار القيم العظمي المميزة Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix وفقا ليوهانسن

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.585833	39.66688	33.87687	0.0091
At most 1 *	0.357120	19.88087	27.58434	0.3495
At most 2 *	0.176665	8.747664	21.13162	0.8522
At most 3 *	0.091053	4.296082	14.26460	0.8269
At most 4 *	0.018475	0.839153	3.841466	0.3596

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

بما أن هناك علاقة تكامل مشترك تربط بين هذه المتغيرات، حينئذ يمكن وضعها في صورة نموذج يتم تقديره بطريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية (DOLS). ويوضح جدول رقم (٦) نتائج تقدير النموذج في الاجل الطويل، وتشير النتائج إلى ارتفاع القوة التفسيرية للنموذج (R^2 =87)، وكذلك عدم وجود مشكلة الانحدار الذاتي (Durbin-Watson = 2.00) .

$$log(MX) = 1.59 + 0.22 \cdot log(RGDP) + 0.65 \cdot log(DF) - 0.81 \cdot log(REER) + 0.13 \cdot log(RG) + \varepsilon \qquad (3)$$

وتظهر نتائج التقدير أن جميع المتغيرات لها إشارتها النظرية المتوقعة، والتي تؤكد وجود علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية وموجبة بين العجز التجاري في مصر والدخل الحقيقي ، والأسعار المحلية بالنسبة للأسعار الأجنبية ، والاحتياطيات الدولية. من ناحية أخرى ، هناك علاقة ذات دلالة إحصائية معنوية وسالبة بين العجز التجاري وسعر الصرف الحقيقي الفعال.

جدول رقم (٦): تقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية (١٩٧٠-٢٠١٤)

Variable	Coefficient
C	1.59[a]
LOG(RGDP)	0.22[b]
LOG(DF)	0.65[a]
LOG(REER)	-0.81[a]
LOG(RG)	0.13[a]
	R^2 = 87, Durbin-Watson: 2.00

المصدر: جدول رقم (م-٢) بالملحق

a ، b تشير إلى مستوى المعنوية عند ١٪ ، ٥٪ على الترتيب.

٧- الخلاصة والنتائج والتوصيات

تم في هذه الدراسة تقدير المعلمات الحرجة لمحددات العجز التجاري في مصر خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤ باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) لستوك وواتسون Stock and Watson (1993)، ويستند التحليل إلى السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤. ويتم تقييم خصائص السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية المستخدمة لتحديد رتبة التكامل لكل سلسلة لاستيفاء شروط تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية.

وتظهر نتائج التقدير أن جميع المتغيرات لها إشارتها النظرية المتوقعة ، والتي تؤكد وجود علاقة موجبة ومعنوية بين العجز التجاري في مصر والدخل الحقيقي ، والأسعار المحلية بالنسبة للأسعار الأجنبية ، والاحتياطيات الدولية. من ناحية أخرى ، هناك علاقة سالبة ومعنوية بين العجز التجاري ومعدل الصرف الحقيقي الفعال.

وعلى ضوء ما سبق، وبناءً على ما تم التوصل إليه من نتائج، يمكن صياغة التوصيات التالية:

١- يقترح أن تقوم السلطات النقدية ممثلة في البنك المركزي المصري باتباع سياسة نقدية تكفل دائماً بأن يكون معدل التضخم المحلي أقل من معدل التضخم الاجنبي، وبالقدر الذي يجعل نسبة التضخم المحلي إلى الأجنبي دائماً تأخذ في الانخفاض، حيث وفقاً للنتائج التي تم التوصل إليها فإن انخفاض نسبة التضخم المحلى إلى الأجنبي بمقدار ١٪ من شأنه أن يخفض عجز الميزان التجاري بنسبة ٠.٦٥٪، لذا يجب السيطرة على معدلات التضخم ولكن في نفس الوقت بالقدر الذي لا يؤثر سلبياً على معدل الاستثمار.

٢- يقترح أيضاً أن يقوم البنك المركزي المصري باتباع سياسات تدعم معدل الصرف الحقيقي الفعال، لأنه وفقاً للنتائج التي تم التوصل إليها فإن زيادة معدل الصرف الحقيقي الفعال بنسبة ١٪ من شأنه أن يؤدي إلى تخفيض عجز الميزان التجاري بنسبة ٠.٨١٪ .

٣- يجب ألا يكون تقليل عجز الحساب التجاري على حساب واردات السلع الأسمالية ومدخلالت الانتاج، لأن ذلك من الممكن أن يكون له آثاره السلبية على الناتج القومي وبالتالي مستويات التوظف، ولكن يمكن اتباع سياسات تجارية مثل السماح المؤقت وغيرها.

وبناءً على ما سبق، فإن انخفاض معدل التضخم وارتفاع معدل الصرف الحقيقي الفعال من شأنها أن تقود إلى تقليل العجز في ميزان التجارة في المستقبل القريب، وعسى أن تساعد نتائج الدراسة والتوصيات المقترحة صانعوا السياسة الاقتصادية من تصميم خطة لتوجيه المتغيرات الاقتصادية المؤثرة في العجز التجاري بما يخدم الأهداف الاقتصادية العامة للدولة، وتحقيق الرفاهية الاقتصادية لأفراد المجتمع.

References:

[1] Baharumshah, A. (2001). "The Effect of Exchange Rates on Bilateral Trade Balance: New Evidence from Malaysia and Thailand". ***Asian Economic Journal***, VOL. 15, NO.3, PP. 291-311.

[2] Bahmani-Oskoee, M. and Kantiapong, T. (2001). "Bilateral J-Curve Between Thailand and Her Trading Partners". ***Journal of Economic Development***, VOL. 26, NO. 2, December, PP. 107 - 117

[3] Falk, M. (2008). "Determinants of the Trade Balance in Industrialized Countries". ***FIW Research Report*** , N° 013 / Foreign Direct Investment, June, PP. 1-25.

[4] Ghosh and Ramakrishnan (2006). "Do Current Account Deficits Matter?". ***Finannce and Development***, Imternational Monetary Fund (IMF), VOL. 43, NO. 4.

[5] Griswold, D. (1998). "America's Maligned and Misunderstood Trade Deficit"**.** ***Cato Institute Trade Policy Analysis,*** NO. 2.

[6] Hacker, R. and Hatemi, A. (2002). "The Effect of Real Exchange Rate Changes on Trade Balances in the Short and Long Run: Evidence From German Trade With Transitional European Economies".
www.ihh.hj.se/ersasise2002/papers/Hacker_and%20Hatermi_ J_Emerging_ Markets .pdf

[7] Johansen, S. and Juselius, K. (1992), "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, NO. 53, PP. 211-44.

[8] Mohammad, S. (2010). "Determinant of Balance of Trade: Case Study of Pakistan. ***European Journal of Scientific Research***, 41(1), 13-20.

[9] Montalvo, J. G. (1995), "Comparing Cointegrating Regression Estimators: Some additional Monte Carlo results", ***Economics letters***, 48, pp. 229-234.

[10] Moon, B. (2001). "The Dangers of Deficits: Reconsidering Outward-oriented Development". Paper prepared for ***the***

International Studies Association - Hong Kong conference, "Globalization and its Challenges in the 21st Century," July 26- 28, Hong Kong.

[11] Moon, B. (2005). "Deficits in trade, deficits in development". Paper prepared for ***the Annual Meetings of the International Studies Association***, March 1-5, Honolulu

[12] Oke, O.A. (2007). "International Trade As An Engine of Growth In Developing Countries: a Case Study of Nigeria". (1980-2003)' [electronic version], SearchWarp.com. http://searchwarp.com/swa213339.htm (accessed 20 August 2008).

[13] Phillips, P. C. B. (1988), "Regression Theory for Near-Integrated Time Series," ***Econometrica***, Vol. 56, No. 5, pp. 1021–1043.

[14] Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. ***Biometrika***, NO. 75, PP. 335-346.

[15] Rodrick, D. (2001). "The Global Governance of Trade As if Development Really Mattered". [electronic version]. http://ksghome.harvard.edu/~drodrik/undptrade.pdf (accessed 14 July 2001).

[16] Rose, A. and Yellen J. (1989). "Is There a J-Curve?". ***Journal of Monetary Economics*** , VOL. 24, NO. (1), PP. 53–68

[17] Saikkonen, P. (1992), Estimating and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation, ***Econometric Theory***, Vol 8, pp. 1-27.

[18] Stock, J. and Watson, M. (1993). "A Simple Estimator of Co-integrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". ***Econometrica***, VOL. 61, NO. 4, PP. 783-820.

[19] Udwadia, F. and Agmon, T. (1988). "Trade Deficits: A Look Beyond the Economic Vie". ***Technological Forecasting and Social Change,*** NO. 33, PP. 109-118.

[20] World Bank, World Bank Development Indicator, http://data.worldbank.org/indicator/

- ملحق الدراسة:

جدول رقم (م-١) عدد من المتغيرات الاقتصادية في مصر خلال الفترة ١٩٧٠-٢٠١٤

الفترة	العجز التجاري بالاسعار الجارية (مليار دولار)	نسبة الواردات إلى الصادرات	الاحتياطيات الدولية (مليار دولار)	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (مليار جنيه) (٢٠١٠=١٠٠)	نسبة الأسعار المحلية إلى الأسعار الأجنبية	معدل الصرف الحقيقي الفعال	نسبة الاحتياطيات الدولية (بالدولار)/ الناتج المحلي الاجمالي (بالدولار)
١٩٧٠	٠.٣٥	١.٣٢	٠.١٧	٣.٠٦	٠.٠٩	٠.٤٣	٠.٠٢١
١٩٧١	٠.٤٢	١.٣٧	٠.١٦	٣.٢٤	٠.٠٩	٠.٤٣	٠.٠٢٠
١٩٧٢	٠.٥١	١.٤٣	٠.٢١	٣.٣٩	٠.٠٩	٠.٤٣	٠.٠٢٤
١٩٧٣	٠.٥	١.٣٧	٠.٥٣	٣.٨١	٠.٠٩	٠.٤	٠.٠٥٥
١٩٧٤	١.٥١	١.٨٢	٠.٧١	٤.٣٤	٠.٠٩	٠.٣٩	٠.٠٧٨
١٩٧٥	٢.٤١	٢.٠٥	٠.٥٤	٥.٢٢	٠.٠٩	٠.٣٩	٠.٠٤٧
١٩٧٦	١.٥٧	١.٥٣	٠.٥٧	٦.٧٣	٠.٠٩	٠.٣٩	٠.٠٤٢
١٩٧٧	١.٢٨	١.٣٦	٠.٨٣	٨.٣٤	٠.١	٠.٣٩	٠.٠٥٧

الفترة	العجز التجاري بالاسعار الجارية (مليار دولار)	نسبة الواردات إلى الصادرات	الاحتياطيات الدولية (مليار دولار)	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (مليار جنيه) (٢٠١٠=١٠٠)	نسبة الأسعار المحلية إلى الأسعار الأجنبية	معدل الصرف الحقيقي الفعال	نسبة الاحتياطيات الدولية (بالدولار)/ الناتج المحلى الاجمالي (بالدولار)
١٩٧٨	٢.٢٧	١.٧	١.٠٥	٩.٨	٠.١	٠.٣٩	٠.٠٧١
١٩٧٩	٣.٣٨	١.٦٣	١.٨	١٢.٧١	٠.١	٠.٧	٠.٠٩٩
١٩٨٠	٢.٨٣	١.٤	٢.٤٨	١٦.٥	٠.١١	٠.٧	٠.١٠٨
١٩٨١	٣.٦١	١.٤٦	١.٦٨	١٧.٣٢	٠.١١	٠.٧	٠.٠٧٢
١٩٨٢	٣.٨١	١.٥٥	١.٨١	٢٠.٧٨	٠.١٢	٠.٧	٠.٠٧١
١٩٨٣	٣.٠٨	١.٤٣	١.٧	٢٤.١٧	٠.١٣	٠.٧	٠.٠٦٠
١٩٨٤	٤.١٢	١.٦	١.٤٩	٢٨.٥	٠.١٥	٠.٧	٠.٠٤٨
١٩٨٥	٤.٢١	١.٦١	١.٥٩	٣٣.١٣	٠.١٦	٠.٧	٠.٠٤٦
١٩٨٦	٣.٥٤	١.٦٣	١.٧٨	٣٨.٣٦	٠.١٩	٠.٧	٠.٠٥٠
١٩٨٧	٤.١٣	١.٨١	٢.٥٦	٥١.٥٧	٠.٢٢	٠.٧	٠.٠٦٣

الفترة	العجز التجاري بالاسعار الجارية (مليار دولار)	نسبة الواردات إلى الصادرات	الاحتياطي ات الدولية (مليار دولار)	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (مليار جنيه) (٢٠١٠=١٠٠)	نسبة الأسعار المحلية إلى الأسعار الأجنبية	معدل الصرف الحقيقي الفعال	نسبة الاحتياطي ات الدولية (بالدولار)/ الناتج المحلى الاجمالي (بالدولار)
١٩٨٨	٦.٢٥	٢.٠٣	٢.٢٦	٦١.٧١	٠.٢٥	٠.٧	٠.٠٦٥
١٩٨٩	٥.٧٣	١.٨١	٢.٥	٧٦.٧٩	٠.٢٩	٠.٨٧	٠.٠٦٣
١٩٩٠	٥.٤٦	١.٦٣	٣.٦٢	٩٦.١٤	٠.٣٢	١.٥٥	٠.٠٨٤
١٩٩١	٢.٩٥	١.٢٩	٦.١٩	١١١.٢٤	٠.٣٧	٣.١٤	٠.١٦٧
١٩٩٢	١.٠٥	١.٠٩	١١.٦٢	١٣٩.١	٠.٤	٣.٣٢	٠.٢٧٨
١٩٩٣	١.٩٨	١.١٦	١٣.٨٥	١٥٥.٢	٠.٤٤	٣.٣٥	٠.٢٩٧
١٩٩٤	٢.٨٥	١.٢٤	١٤.٤١	١٧٥	٠.٤٦	٣.٣٩	٠.٢٧٨
١٩٩٥	٣.١	١.٢٣	١٧.١٢	٢٠٤	٠.٥٢	٣.٣٩	٠.٢٨٥
١٩٩٦	٣.٦٩	١.٢٦	١٨.٣	٢٢٩.٤	٠.٥٤	٣.٣٩	٠.٢٧١
١٩٩٧	٤.٧٥	١.٣٢	١٩.٣٧	٢٦٥.٩	٠.٥٦	٣.٣٩	٠.٢٤٧

الفترة	العجز التجاري بالاسعار الجارية (مليار دولار)	نسبة الواردات إلى الصادرات	الاحتياطيات الدولية (مليار دولار)	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (مليار جنيه) (٢٠١٠=١٠٠)	نسبة الأسعار المحلية إلى الأسعار الأجنبية	معدل الصرف الحقيقي الفعال	نسبة الاحتياطيات الدولية (بالدولار)/ الناتج المحلى الاجمالي (بالدولار)
١٩٩٨	٨.٠٦	١.٥٩	١٨.٨٢	٢٨٧.٤	٠.٥٧	٣.٣٩	٠.٢٢٢
١٩٩٩	٧.٤٩	١.٥٥	١٥.١٩	٣٠٧.٦	٠.٥٧	٣.٤	٠.١٦٧
٢٠٠٠	٦.٦١	١.٤١	١٣.٧٩	٣٤٠.١	٠.٥٧	٣.٤٧	٠.١٣٨
٢٠٠١	٤.٧٤	١.٢٨	١٣.٦	٣٥٨.٧	٠.٥٧	٣.٩٧	٠.١٣٩
٢٠٠٢	٣.٨٣	١.٢٤	١٤.٠٨	٣٧٨.٩	٠.٥٧	٤.٥	٠.١٦٠
٢٠٠٣	٢.١٥	١.١٢	١٤.٦	٤١٧.٥	٠.٥٩	٥.٨٥	٠.١٧٦
٢٠٠٤	١.٠٧	١.٠٥	١٥.٣٤	٤٨٥.٣	٠.٦٤	٦.٢	٠.١٩٥
٢٠٠٥	٢.٠٣	١.٠٧	٢١.٨٦	٥٣٨.٥	٠.٦٤	٥.٧٨	٠.٢٤٤
٢٠٠٦	١.٧٤	١.٠٥	٢٦.٠١	٦١٧.٧	٠.٦٧	٥.٧٣	٠.٢٤٢
٢٠٠٧	٥.٩٧	١.١٥	٣٢.٢١	٧٤٤.٨	٠.٧١	٥.٦٤	٠.٢٤٧

الفترة	العجز التجاري بالاسعار الجارية (مليار دولار)	نسبة الواردات إلى الصادرات	الاحتياطي ات الدولية (مليار دولار)	الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (مليار جنيه) (٢٠١٠=١٠٠)	نسبة الأسعار المحلية إلى الأسعار الأجنبية	معدل الصرف الحقيقي الفعال	نسبة الاحتياطي ات الدولية (بالدولار)/ الناتج المحلى الاجمالي (بالدولار)
٢٠٠٨	٩.١١	١.١٧	٣٤.٣٣	٨٩٥.٥	٠.٨١	٥.٤٣	٠.٢١١
٢٠٠٩	١٢.٥٥	١.٢٧	٣٤.٩	١٠٤٢.٢	٠.٩١	٥.٥٤	٠.١٨٥
٢٠١٠	١١.٤٧	١.٢٥	٣٧.٠٣	١٢٠٦.٦	١	٥.٦٢	٠.١٦٩
٢٠١١	٩.٧٣	١.٢	١٨.٦٤	١٣٧١.١	١.٠٧	٥.٩٣	٠.٠٧٩
٢٠١٢	٢٢.١٢	١.٤٨	١٥.٦٧	١٦٥٦.٦	١.١٢	٦.٠٦	٠.٠٦٠
٢٠١٣	١٨.٢٩	١.٣٧	١٦.٥٤	١٨٤٣.٨	١.٢١	٦.٨٧	٠.٠٦١
٢٠١٤	٢٥.٧٦	١.٥٩	١٤.٩٣	٢١٠١.٩	١.٣١	٧.٠٨	٠.٠٥٢

Source: Calculated from: World Bank, ***World Bank Indicator***, http://data.worldbank.org/indicator/.

جدول رقم (م-٢) نتائج تقدير الانحدار باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية الديناميكية (DOLS)

Dependent Variable: LOG(MX)				
Method: Dynamic Least Squares (DOLS)				
Date: 05/13/16 Time: 09:20				
Sample (adjusted): 1970 2013				
Included observations: 44 after adjustments				
Cointegrating equation deterministics: C				
Fixed leads and lags specification (lead=1, lag=1)				
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 40.000)				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
LOG(RGDP)	0.216034	0.078615	2.747990	0.0106
LOG(CPIEGY/CPIUSA)	0.648850	0.091314	7.105691	0.0000
LOG(REER)	-0.811383	0.100942	-8.038105	0.0000
LOG(RESGDP)	0.125936	0.033063	3.809014	0.0007
C	1.593399	0.220931	7.212214	0.0000
R-squared	0.868620	Mean dependent var		0.334488
Adjusted R-squared	0.790765	S.D. dependent var		0.170981
S.E. of regression	0.078211	Sum squared resid		0.165157
Durbin-Watson stat	2.002724	Long-run variance		0.003734