وزارة التعليم العالي والبحث العلمي
جامعة البصرة

محددات الطلب على الاستيرادات العراقية
في اطار التحليل الحركي للمدة [١٩٦٨-٢٠٠٢]

الأستاذ الدكتورة
زهرة حسن عباس التميمي
كلية الادارة والاقتصاد/ قسم الإحصاء

المدرس
ساهرة حسين زين الثعلبي
مركز دراسات البصرة والخليج العربي

١٤٣٦ هـ
٢٠١٥ م

ملخص:

تهدف الدراسة الى توفر تقديرات جديدة للطلب على اجمالي استيرادات العراق للمدة (١٩٦٨-٢٠٠٢)، من خلالها استخدام النماذج القياسية ومجهزة باختبارات تشخيصية تعتمد على النماذج الديناميكية في اطار مفهوم تناظر التكامل وتصحيح الخطأ.

فقد تم التركيز على أهم محددات الطلب على اجمالي الاستيرادات وهي الدخل والاسعار النسبية والاحتياطي الاجنبي وببدائل مختلفة. وقد انتقلت الدراسة الى تحليل خواص السلاسل الزمنية ولمتغيرات النموذج بعد توصيفها مستخدمة عدة اختبارات لتحديد رتبة تكامل كل سلسلة زمنية والتحقق من تناظر التكامل بين متغيرات نموذج الطلب على اجمالي الاستيرادات بهدف تقدير آثار المحددات قصيرة وطويلة الامد باتباع منهج تصحيح الخطأ. هذا ومن جانب آخر وفرت الدراسة تقدير للمرونات الدخلية والسعرية للطلب على الاستيرادات وللمديين القصير والطويل.

وقد أكدت النتائج الحاجة لتضمين الهيكل الحركي في دالة الطلب على الاستيرادات من اجل عكس سلوك التعديل وعليه فان متوسط مدة الإبطاء بأنها متوسطة.

ويتمتع الطلب على الاستيرادات بمرونات قليلة في المدى القصير وتصبح كثيرة المرونة في المدى الطويل لكل من الدخل والأسعار النسبية.

Abstract:

The study aims to provide a new estimate of the total demand for Iraq's imports for the period (8 196-2002), through the use of standard models and are equipped with diagnostic tests based on dynamic models in the framework of the concept of symmetry integration and error correction.

Has been a focus on the most important determinants of the demand for imports, a total income and relative prices and the foreign reserves and the different alternatives. The study was moved to the analysis of the properties of time series variables and characterization using the form after several tests to determine the rank of the integration of all time series and verification of symmetry integration between the demand for total imports model variables to estimate the effects of short- and long-term determinants approach following error correction. This is another side of the study provided an estimate of the price elasticities Aldkhalah and demand for imports and Medellin short and long.

The results confirmed the need to include kinetic structure in demand for imports in order to reverse the behavior modification function and hence the average length of delay as a medium.

And enjoy the demand for imports few Bmronat in the short term and become much flexibility in the long term for both income and relative prices.

المقدمة:

يعد الاقتصاد العراقي من الاقتصاديات الأكثر انفتاحا ، إذ شكلت استيرادات العراق من الناتج المحلي الإجمالي ولمتوسط المدة المدروسة ما قيمته تتجاوز (١٠%). كما ان الزيادات المطردة في الناتج المحلي الإجمالي رافقتها زيادات في الاستيرادات من السلع المختلفة لتلبية الطلب المحلي ،مما يشير ضمنا ارتباط التقلبات في الاستيرادات بالتقلبات في الناتج المحلي الإجمالي . وهذه الأهمية تتطلب تحليل دالة الاستيراد لمعرفة أهم محدداتها ولتقدير مرونات الطلب على الاستيرادات في الأجلين الطويل والقصير.

ان دراسة سلوك الاستيرادات على المستويين الكلي والتفصيلي يتطلب التركيز على جملة من الأمور أهمها ان الإبطاء في التعديل يفترض ان لا يتجاوز السنة الواحدة. فالاستيرادات يتم تكييفها ببطئ نسبياً للتغيرات في محدداتها المهمة وهي السعر والدخل. كما ان عرض السلع المستوردة يكون لانهائي المرونة نسبة إلى السعر وبذلك فان متغير السعر يعد متغيراً خارجياً. هذا فضلاً عن ان استخدام الصيغة الدالية الملائمة تعد مسألة منهجية في غاية الأهمية. كما لابد من عدم إغفال اختبار التجانس من الدرجة صفر بالنسبة للأسعار، وللدخل النقدي، والذي يوجب الاختيار بين استخدام الأسعار النسبية أو الأسعار بشكلها المنفصل.

ان وجود التحولات الهيكلية تسبب الهزات والتي بدورها تخلق صعوبات إضافية في تحديد الصيغة الدالية المستخدمة. ولأجل اختبار الاستقرارية الهيكلية يجب ان تكون حدود الخطأ ذات توزيع مستقل عبر الزمن وعليه لابد من السعي الحثيث لتخلص النموذج المستخدم من مشكلة الارتباط الذاتي، والتي تظهر غالباً لاحتمال سوء التوصيف. ولقد تم استخدام صيغ الإبطاء لإزالة سوء التوصيف.

مشكلة البحث:

ان وجود أخطاء في قياس بيانات سعر الاستيراد يؤدي إلى ظهور أخطاء قياسية في المتغيرات، وبذلك فان المرونة السعرية ستكون متحيزة باتجاه الصفر. بمعنى ان مرونة الطلب السعرية على الاستيراد تزيد في حقيقتها عن القيمة المقدرة مما يولد حالة عدم ثقة بنتائج التقدير.وقد أسفرت العديد من الدراسات التطبيقية عن ان المتغير المعنوي الوحيد هو الدخل الحالي. كما ان مرونات الطلب الدخلية للاستيراد قد تميزت بعدم الاستقرارية الهيكلية. وقد تكون سلبية النتائج قصوراً في فهم الأساليب القياسية وقد تكون إحدى الحلول المطروحة على الساحة القياسية هو مفهوم نموذج تصحيح الخطأ: (Error correction model (ECM)).

هدف البحث:

يهدف إلى تحليل سلوك دالة الطلب الكلية على الاستيراد في العراق وبيان آثار المحددات على قيمة الطلب على استيراد العراق وتحديد سلوك متغيرات النموذج الحركي واتجاه العلاقة وذلك من خلال إتباع منهجيتين متكاملتين. الأولى تقليدية تتبع تصميم دوال الطلب الساكنة والديناميكية لتقدير مرونة الطلب الكلية على الاستيرادات، يرافق باختبارات تشخيصية مناسبة. والمنهج الثاني حديث يتبع أساليب تحليل السلاسل الزمنية لمعرفة درجة استقرارها وتكاملها المشترك ، لأجل توظيف تقنيات تحليل تناظر التكامل ونماذج تصحيح الخطأ، وصولا لتقدير آثار المتغيرات التوضيحية على إجمالي الاستيراد للمدى القصير والطويل.

عينة البحث :

شملت السنوات (١٩٦٨-٢٠٠٢)* واعتمدت على الحسابات القومية السنوية والمقيمة بالأسعار الثابتة لعام (١٩٨٨) والتي تنشرها وزارة التخطيط العراقية. وقد ضمت تغيرات مهمة، عقد السبعينيات تمثل بالطفرة الأولى لأسعار النفط العالمية والتطبيق الفعلي لخطط التنمية الانفجارية وشيوع فكرة رفاهية المجتمعات مما انعكس على زيادة الواردات، في حين عقد الثمانينيات شهد الحرب مع إيران، وما أعقبها من حصار عام طال كل شيء ، وتطبيق لمذكرة الغذاء والدواء مقابل النفط ،وأخيرا الانفتاح المنفلت.

أهمية البحث:

تكتسب دراسة وتحليل دالة الطلب على الاستيراد في العراق أهمية خاصة نظراً لاعتماد الاقتصاد العراقي على التجارة الدولية لتامين العديد من السلع والمواد والخدمات عبر قنوات الاستيراد.

اعتبارات نظرية:

لدراسة ظاهرة معينة يتطلب أمرين أولهما تحديد المتغيرات التي توضح المداخلات للظاهرة قيد البحث مع تحديد اتجاه العلاقة السببية بينها ، أما الأمر الآخر فهو الصيغة الدالية المستخدمة . وذلك يتحدد بالاعتبارات النظرية من جهة، ومن جهة أخرى يعتمد على مدى توفر المعلومات الإحصائية، هذا فضلاً عن ما تم التوصل إليه في الدراسات التطبيقية السابقة.

تفترض نظرية الطلب في حالة السلع الاستهلاكية ان المستهلك يقوم بتعظيم منفعته نسبة إلى قيد الميزانية. وبذلك فالكميات المطلوبة تكون دالة بدلالة مستوى الدخل النقدي في القطر المستورد وأسعار السلع المستوردة إضافة إلى أسعار البدائل المحلية.أما في حالة السلع الوسيطة، فسلع الاستيراد تعد مدخلات للصناعة المحلية وبذلك فان الطلب على الاستيرادات الوسيطة مشتقة من تعظيم الإنتاج تحت قيد كلف الإنتاج أو الأرصدة من العملة الأجنبية المتوفرة. وعليه فان الطلب على الاستيرادات يتحدد بأسعار الاستيراد وأسعار المدخلات المحلية، إلى جانب مستوى الناتج المحلي الإجمالي. غير ان أسعار الاستيراد وأسعار المدخلات المحلية مترابط بشكل كبير فيتم استبداله بالأسعار النسبية منعا لمشكلة التعدد الخطي القياسية وذلك انسجاما مع الفرض ان المستهلك غير مصاب بالوهم النقدي .وعليه تكون قيمة الاستيراد دالة تتحدد بمستوى الدخل الحقيقي وأسعار الاستيرادات النسبية.

أما بخصوص الصيغة الدالية المستخدمة فان نظرية التجارة الخارجية لم تقترح الصيغة الدالية الملائمة التي يمكن استخدامها لتمثيل العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية. الدراسات السابقة استخدمت الصيغة

---

* المصدر: الجهاز المركزي للاحصاء وتكنولوجيا المعلومات المجاميع الاحصائية لسنوات متفرقة ولصفحات متفرقة

اللوغاريتمية المزدوجة لأنها تسمح للمتغيرات الداخلية للتفاعل وبشكل تناسبي مع الزيادة (أو الانخفاض) في قيم المتغيرات التوضيحية. وهذا بدوره يوفر مرونات ثابتة خلال مدة الدراسة، وبذلك تمنع التغير في المرونات مع تغيرات في كمية الاستيراد. كما ان استخدام الصيغة اللوغاريتمية يساعد على تقليص عدم التجانس (Hetroscedasticity). وعلى النقيض فاستخدام الصيغ الخطية في التوصيف ينتج عنه الانخفاض الدائم في المرونات (الدخلية أو السعرية) ويعتمد على وزن المتغير الخارجي (الدخل أو السعر) منسوباً إلى المتغير الداخلي المستخدم (الاستيرادات). ويكون الخيار بين الصيغتين (الخطية ، اللوغاريتمية المزدوجة) على وفق الدراسات التجريبية، أو من خلال تطبيق الطريقة الإحصائية التي تم تطويرها من قبل بوكس-كوكس (Box-Cox 1964) ، علما ان الدراسات التجريبية تؤيد استخدام الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة (Log-Linear)[1]

ان الاستيرادات العراقية تشكل نسبة بسيطة من الاستيرادات العالمية وعليه فان العرض للاستيرادات يمكن اعتبارها لا نهائية المرونة وذلك يتفق تماما مع السياسات التجارية المنفتحة وخاصة بعد ٢٠٠٣ وبذلك فان كميات طلب الاستيراد يتم تحديدها من دالة الطلب وهذا يشير إلى ان سعر الاستيراد يعد متغيرا مستقلا (خارجي Exogenous) وهذا بدوره يفند استخدام المعادلة المنفردة لدراسة الطلب على الاستيرادات العراقية.

توصيف متغيرات البحث :

المتغير الداخلي:

بموجب النظرية الاقتصادية لابد من استخدام كميات الاستيراد. فنظرية الطلب تفترض ان الكمية المشتراة من الاستيرادات هي التي يجب التعامل معها كمتغير داخلي. وهذا المتغير يعتمد بدوره على عدة متغيرات خارجية(توضيحية). غير ان بيانات التجارة أغفلت هذه الناحية النظرية، وان جميع البيانات متوفرة بشكل قيم بالصيغة النقدية وهذا بدوره يحتم ضرورة استخدام مخفض مناسب لتحويل البيانات من قيم إلى بيانات كمية، وهذا بدوره يشكل صعوبة عند التعامل مع عدد كبير من المنتجات والتي تؤلف إجمالي الاستيرادات. ومن بين هذه المشاكل تلك المرتبطة بتكوين الأسعار القياسية، والأوزان المستخدمة، فهل يستخدم الوزن الحالي أو وزن سنة الأساس، إلى جانب مشاكل مرتبطة بتغير تصنيف السلع أو نوعية السلع المستوردة وغيرها من المشاكل. وفي الغالب تستخدم أسعار الصفقات التجارية الحقيقية للاستيراد كأفضل مخفض. غير ان الأرقام

---

١) في الدراسة الموسعة التي نشرها (Marquez 1992) بين ان (٧٤) دراسة من بين (١١٠) دراسة حول الطلب على الاستيرادات نشرت للمدة (١٩٤١-١٩٩١) قد استخدمت الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة ولتفاصيل أخرى انظر:

y.H. Mohammed & M.I.T. Al-Sakka , " Demand for Imports in the GCC "Paper 9901,Kuwait University.

القياسية التي تعتمد على الصفقات التجارية الدولية مازالت محددة لحد ألان، وهي مقتصرة على عدد من الأقطار الصناعية،فضلاً عن ان السلسلة التي تتوفر فيها تكون قصيرة وتشمل عدداً محدداً من السلع المصنفة. لذلك فان الأبحاث التطبيقية تعتمد في الغالب على أحد المخفضين للسعر وهما:

1. الرقم القياسي لقيمة وحدة الاستيرادات وتنشر في الإحصاءات المالية العالمية (IFS) لصندوق النقد الدولي. ومتوفرة لجميع الأقطار الأعضاء في صندوق النقد الدولي.
٢. الرقم القياسي لأسعار الجملة (wholesale price index).

ويحسب الرقم القياسي لقيمة وحدة الاستيراد بواسطة قسمة قيمة إجمالي الاستيرادات على كمية الاستيرادات. وهذه توفر نتائج صحيحة في حالة المنتج الواحد. وتكون قيمها زائفة في حال ان الاستيرادات تشمل منتجات مختلفة.

ومن جانب آخر تستخدم كميات سنوات المقارنة كأوزان للترجيح وبذلك وعند احتساب الأرقام القياسية لسعر قيمة وحدة الاستيراد ومع ارتفاع الأسعار سيرافقه تقليص في الكميات المطلوبة وهذا بدوره سيخفض وزن السلعة في المؤشر تلقائياً. كما ان الرقم القياسي لأسعار الجملة يتضمن بعض السلع التي تعد غير قابلة للتبادل Non (tradable).

ان وجود أخطاء في قياس بيانات سعر الاستيراد سيقود إلى ظهور أخطاء قياسية في المتغيرات، وبذلك فان المرونة السعرية ستكون متحيزة باتجاه الصفر. بمعنى ان مرونة الطلب السعرية على الاستيراد تزيد في حقيقتها عن القيمة المقدرة مما يولد حالة عدم ثقة بنتائج التقدير. والسؤال المنطقي في هذا الصدد،(ما الخيارات المتاحة لأبحاث التجارة التطبيقية بخصوص صعوبة تمثيل أسعار الاستيرادات ؟)

فالبعض قد استخدم قيمة الاستيرادات بالأسعار الجارية لتجاوز الأخطاء. كما ان بعض الدراسات قد أكدت على ان أخطاء القياس يحذف بعضها الآخر (جزئيا على الأقل) وعند مستويات عالية من التجميع[٢].

أما البعض الآخر فيستخدم احد الخيارين المطروحين لاستخدام قيمة الاستيرادات بالأسعار الثابتة وذلك لتحسين تمثيل المتغيرات المطلوبة رغم وجود التحيز في التقديرات الناتجة .[٣]

كما ان هناك دراسات تستخدم معدل التبادل التجاري كبديل للرقم القياسي لقيمة الوحدة[٤].

---

٢)Penstock & Minford , "A Quarterly Econometric Model of Trade and prices", in N.parkin & G.zis (Eds) ," Inflation in open economies ",Manchester university press, 1976.

3) P . B . C lark "" The Effect of Recent Exchange Rate Changes on the U.s. Trade Balance " in P . B . C lark , et.al . (ed.) " The Effect of Exchange Rate Adjustments " ,Washington ; U.s. Treasury ,1977,pp(201-236).

٤) لتفاصيل أخرى ينظر:

A .E..Mohamed_Ahmed " An Econometric Model of the Sudan ", Unpublished Ph.D. Thesis , University of Exeter , U.K. 1979.

ويبقى المنطق الاقتصادي هو الدليل الوحيد لقبول أو رفض نتائج التقدير. فالمنطق الاقتصادي يصدر تحذيرات حول حدود المرونة الحقيقية المقبولة.

المتغيرات التوضيحية (Explanatory variables) :

ان النظرية الاقتصادية ترسم للباحث الأساس النظري للانطلاق، فالطلب على الاستيرادات يرتبط بعلاقة طردية مع مستوى الدخل الحقيقي في القطر المستورد. وتتوفر العديد من الخيارات لتوصيف هذا المتغير. الخيار الأول: هل يستخدم الدخل الحقيقي أم الإنفاق الحقيقي.

نظرية الطلب الجزئية تؤكد ان المستهلك يعظم منفعته من استهلاك سلع معينة مع مراعاة ان الإنفاق يجب ان يعادل الدخل ويكون الخيار على أساس الانسجام الكامل مع النموذج الكلي لتعديل ميزان المدفوعات بشكل صريح أو ضمني. إذ ان متغير الإنفاق الحقيقي يفضل استخدامه في إطار عمل النماذج النقدية والتي توضح دور النقود المباشر في التجارة وفي تعديل ميزان المدفوعات وعلى الجانب الآخر فان الكنزية تفضل استخدام الدخل الحقيقي المتولد بصورة طبيعية من مضاعف التجارة الخارجية. وفي هذا الصدد فان الخيار يرتبط كون الطلب على الاستيرادات مرتبطاً بالطلب المحلي على جميع السلع أم يكون ارتباطه بمجموع الطلب على السلع المحلية والذي يتضمن الطلب المحلي مضافاً إليه الطلب الأجنبي.

فإذا كان الطلب على الاستيرادات مرتبطاً بالطلب المحلي فان متغير الإنفاق هو الخيار. بينما متغير الدخل الحقيقي يفضل استخدامه في حال ان الطلب على الاستيرادات مرتبطاً بالطلب المحلي مضافاً أليه الطلب الأجنبي.

أما الخيار الثاني فهو التمييز بين الآثار التي تولدها العوامل ذات الطبيعة الدورية (cyclical) وبين تلك التي تكون غير دورية (الاتجاهية secular)، وعليه فان استخدام الدخل الحقيقي الجاري كمتغير توضيحي يعكس في أفضل الأحوال التأثير الدوري فقط وان إهمال العوامل الاتجاهية سيولد نتائج مضللة للمرونات الدخلية للاستيراد، وهذا بدوره يعزز أخطاء التوصيف وينتج مشاكل للتقدير.[٥]

أما الخيار الثالث فهو مسالة التمييز بين الدخل الثابت والدخل الانتقالي. وتعد هذه المسألة محور نظرية الاستهلاك الحديثة (نظرية فريدمان). فالاستيرادات ينظر لها من زاوية استهلاك المقيم المحلي للسلع الأجنبية، وبذلك من المفيد التمييز بين الدخل الثابت والدخل الانتقالي وان الاختيار بين هذين المتغيرين يعتمد بالأساس على فرضية الدخل المستقبلي المتوقع. والأخير يعد دالة بدلالة قيم الدخل الحالي إلى جانب قيم الدخل في السنوات السابقة. وتمثيل ذلك في الواقع التطبيقي يتم من خلال اعتماد هيكل الإبطاء الثابت (Fixed distribution lag) . غير ان العديد من الدراسات التطبيقية في هذا الصدد أسفرت عن ان المتغير المعنوي الوحيد هو الدخل الحالي. كما ان مرونات الطلب الدخلية للاستيراد قد تميزت بعدم الاستقرارية الهيكلية. وقد

5) M.S. Khan & K.Z. Ross, " Cyclical and Secular Income Elasticities of the Demand of Imports ", Review of Economics and Statistics, vol.57 , no.3 , 1975, pp (357-361)

تكون سلبية النتائج قصوراً في فهم الأساليب القياسية وقد تكون إحدى الحلول المطروحة على الساحة القياسية هو مفهوم نموذج تصحيح الخطأ (Error correction model).

ويعتمد هذا المفهوم على فرضية مفادها وجود علاقة توازنية طويلة المدى تتحدد في ظلها القيمة التوازنية للاستيرادات في إطار جميع المحددات.

قد يعطي الاعتقاد السائد في الدراسات التطبيقية انطباعا على ان السلع المستوردة من قبل الأقطار النامية لاتتمتع بالحساسية تجاه التغيرات في الأسعار، إذ أنها تواجه طلباً غير مرن على الاستيرادات[٦].

غير ان دراسات لاحقة أكدت على ان الأسعار تلعب دوراً هاماً في تحديد الطلب على الاستيرادات.[٧]

وتواجه دالة الطلب على الاستيرادات ثلاثة أسعار:أسعار الاستيرادات، الأسعار التجارية المحلية، والأسعار المحلية غير التجارية. فالمستهلك يقوم بتوزيع إنفاقه بين السلع التجارية وغير التجارية تحت قيد الدخل والأسعار النسبية لكلا السلعتين، أما إنفاقه على السلع التجارية فيتم توزيعه بين الاستيرادات والسلع التجارية المحلية وبموجب دخله الذي خصصه للسلع التجارية ،إضافة إلى السعر النسبي للاستيرادات والسلع المحلية وبذلك فان دالة الطلب على الاستيرادات تتضمن سعرا نسبيا واحدا وهو النسبة بين سعر الاستيراد وسعر السلع المحلية التجارية[*].

ويفضل استخدام الرقم القياسي لأسعار الجملة أو الرقم القياسي لأسعار المستهلك كبديل لتمثيل الأسعار المحلية القياسية كما وقد يستخدم المخفض الضمني للناتج المحلي الإجمالي. ولابد من الإشارة إلى ان ان بعض الدراسات التطبيقية وللأقطار النامية قد بينت عدم أهمية الأسعار النسبية في التأثير على مستوى الطلب الكلي على الاستيرادات.

نموذج الطلب على الاستيرادات الكلية:

أولاً: النماذج التقليدية:

يمكن تمثيل دالة الطلب على الاستيرادات الكلية بالشكل العام:

$$M_t = f(Y_t, P_t, Z_t, u_t)$$

Mt: الطلب على الاستيرادات الكلية في السنة t ، Yt : الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي في السنة t[٨].

---

67)M. Khan & M.D. Knight , " Import Compression and Export Performance in Developing Countries " , The Review of Economics & Statistics, , vol.70 , no.2 , 1988. pp(315-321) .

7) M. Goldstein and M.S Khan, " The Supply and Demand for Imports; A Simultaneous Approach , The Review of Economics & Statistics, vol.67 , 1980, pp(190-199).

٨) كما ويفترض أيضا اعتماد الناتج المحلي غير النفطي أو الناتج المحلي النفطي وحسب خصوصية القطر المعني ، انظر: – Sehadji ,A. " Time Series Estimation of Structural Import Demand Equations : A Cross Country Analysis ." IMF Working Papers ,1997

(*) بافتراض قيد التجانس الذي يتواءم مع فرضية غياب خداع النقود لدى المستهلك وهو ما يخدم الابتعاد عن مشكلة التعدد الخطي بسبب الترابط بين الأسعار المحلية وأسعار الاستيراد وخاصة في الاقتصاد الصغير والمفتوح .

Pt : الأسعار النسبية للاستيرادات.

Zt: المتغيرات التفسيرية الأخرى ومنها:{ عدد السكان، وحجم التمويل، وحصيلة الصادرات، وموجودات الدولة من النقد الأجنبي والزمن ومتغيرات وهمية تأخذ في اعتبارها خصوصيات الطلب على الاستيرادات}.Ut: حد الخطأ العشوائي الذي يعبر عن المتغيرات الأخرى غير المدرجة صراحة في النموذج بالإضافة إلى أخطاء القياس والتحديد.

الصيغة الخطية:

$$M_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Z + u_t \qquad \cdots \quad (1)$$

يتوقع ان تكون ($\alpha_2 \rangle 0$) بافتراض ان الاستيرادات سلع عادية في الاستهلاك . ويحتمل ان تكون سالبة في حال كون المرونة الدخلية للعرض المحلي تفوق مرونة الاستهلاك المحلي الدخلية (إذا كان نمو الإنتاج يفوق نمو الاستهلاك نسبة إلى زيادة في الدخل الحقيقي) .[٩]

في حين ($\alpha_1 \rangle 0$) سالبة بسبب أثر الإحلال (Substitution Effect) في الاستهلاك مضافا إليه أثر الدخل (Income Effect) فضلا عن أثر الإنتاج (Production Effect) فمع ارتفاع أسعار الاستيرادات يؤدي إلى جذب الموارد إلى قطاع الاستيرادات التنافسي الذي يقود إلى انخفاض إجمالي الاستيرادات. [١٠]

تفترض الصيغة الخطية استجابة ثابتة لتغير الاستيرادات نتيجة لتغير الأسعار النسبية أو الناتج المحلي الاجمالي.

$$M_t = \gamma_0 \; P_t^{\gamma_1} \; Y_t^{\gamma_2} \; Z^{\gamma_3} \; e^{u_t}$$

الصيغة الآسية:

وبإجراء التحويل الخطي للعلاقة تكون بصيغة اللوغاريتم–الخطي

$$\ln M_t = \ln \gamma_0 + \gamma_1 \ln P_t + \gamma_2 \ln Y_t + \gamma_3 \ln Z_t + u_t \qquad \cdots \quad (2)$$

وهناك مبررات نظرية للحصول على مرونة طلب سعرية سالبة $\gamma_1 \langle 0$. إما المرونة الدخلية للاستيرادات γ_2 فهناك غموض يكتنف إشارتها الجبرية إذ غالباً ما يتوقع ان تحمل الإشارة الموجبة، غير ان ذلك لا يمنع ان تحمل إشارة سالبة في حالة ان الدولة تنتهج سياسة تنموية لإحلال الاستيرادات إذ يترافق ارتفاع مستوى الناتج المحلي الإجمالي مع انخفاض الطلب على الاستيرادات.

ولبناء الصيغة الدالية لابد من افتراضات ضمنية:

الطلب المرغوب فيه $M_t^{\,d}$ يساوي الطلب الفعلي M_t.

---

9) Goldstein & Khan ."Large Versus Small Prices Changes & The Demand For Imports ' " , IMF Staff Papers , no.3 ,1976 , pp(200-225).

١٠) Cave R .E.& R . W . Jones "World Trade & Payments : An Introduction ." Boston, Little Brown & Co. ,1994

عرض الاستيرادات يكون تام المرونة وبذلك يتم معاملة أسعار الاستيرادات كمتغيرات خارجية في دالة الطلب.
وعملياً يمكن استخدام أسلوب التكيف الجزئي لتفسير التغير في الطلب على الاستيرادات. أي ان التغير في الطلب على الاستيرادات يتناسب خطياً مع الفرق بين الطلب المرغوب به على الاستيرادات في المدة(t)والطلب الفعلي على الاستيرادات في المدة (t−1) وكالاتي:

$$\Delta M_t = \delta(M_t^{\,d} - M_{t-1})$$

$0 \le \delta \le 1$ تمثل معلمة التعديل الجزئي.

وتدمج معادلة التكييف الجزئي في دالة الطلب الخطية تنتج دالة الطلب على الاستيرادات.

$$M_t = \delta\,\alpha_0 + \delta\,\alpha_1 P_t + \delta\,\alpha_2 Y_t + \delta\alpha_3 Z_t + (1-\delta)M_{t-1} + u_t$$

ويمكن إعادة كتابتها بالشكل:

$$M_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 Z_t + \beta_4 M_{t-1} + u_t$$

حيث ان: $\beta_0 = \delta\alpha_0$ ، $\beta_1 = \delta\alpha_1$ الميل الحدي للاستيراد بالنسبة للسعر $\beta_2 = \delta\alpha_2$, الميل الحدي بالنسبة للدخل ، $1-\delta = \beta_4$

أو يفترض تناسب التكييف الجزئي هندسياً مع التغير في الطلب على الاستيرادات، وبذلك فان صيغة التكيف الجزئي الهندسية وفق الآتي:

$$\frac{M_t}{M_{t-1}} = \left(\frac{M_t^{\,d}}{M_{t-1}}\right)^{\delta}$$

δ : معامل التكييف الجزئي.

وتدمج معادلة التكييف الجزئي الهندسي مع دالة الطلب الآسية ينتج

$$\ln M_t = \delta \ln \gamma_0 + \delta\,\gamma_1 \ln P_t + \delta\,\gamma_2 \ln Y_t + (1-\delta)M_{t-1} + u_t$$

$$\ln M_t = \lambda_0 + \lambda_1 \ln P_t + \lambda_2 \ln Y_t + \lambda_3 M_{t-1} + u_t$$

وتشير λ_1 و λ_2 إلى مرونات الاستيراد بالنسبة للسعر والدخل على التوالي وللأجل القصير. أما مرونات الأجل الطويل فهي: $\frac{\lambda_1}{1-\lambda_3}$ و $\frac{\lambda_2}{1-\lambda_3}$ على التوالي.

وقد تم استخدام(OLS) كطريقة ملائمة لتقدير المعلمات عبر استعمال البرنامج الجاهز (Eviews7)، ولدراسة النموذج للاقتصاد العراقي فقد تم مراعاة الخصوصية باحتمالات عدة ،منها، تم تضمين عنصر الزمن كمتغير توضيحي في دالة الاستيرادات أو الاستيرادات في السنة السابقة للتعبير عن الاستجابة الجزئية في الاستيرادات بسبب محدودية طاقة الاستيراد للموانئ العراقية كما تم إضافة متغير العوائد النفطية (EX) لتمثيل حجم المتوفر من العملات الأجنبية القابلة للتحويل والمخصصة للاستيراد فضلاً عن المتغير الوهمي (D) لتوضيح التذبذب الكبير في حجم الاستيرادات بسبب الظروف غير الاعتيادية التي مر بها العراق عبر السنوات ١٩٨٠-٢٠٠٢.

ثانياً: دالة الطلب على الاستيرادات ونموذج تصحيح الخطأ

ان التوصيف السابق يتطلب استخدام المتغيرات عند المستوى فقط (level). غير ان اغلب المتغيرات الاقتصادية الكلية (macroeconomic variables) تتجه نحو عدم الاستقرارية ، وهنا تبرز خطورة علاقات الانحدار الزائفة [١١] ، فعدم الاستقرارية ينتج عنه عدم الاعتماد على نتائج طرق القياس التقليدية .الدراسات الحديثة وعلى نطاق واسع تبنت طرق قياسية حديثة في تقدير دالة الطلب على الاستيرادات من خلال توظيف مفهوم التكامل المشترك بين متغيرات الدالة ونماذج تصحيح الخطأ لتحليل ديناميكية العلاقة التوازنية للأمد الطويل فضلا عن تقدير الآثار لكل متغير على الاستيرادات ولكل من المدى الطويل والقصير.

ترتبط صحة النتائج لتقدير دوال الطلب على الاستيرادات الكلية، بافتراض استقرار (stationary) (سكون) السلاسل الزمنية لكل متغيرات النموذج ، حيث ان عدم استقرار السلاسل الزمنية للمتغيرات سيؤدي إلى أخطاء في تحديد النماذج القياسية. وبذلك لابد من إعادة النظر بالنتائج السابقة في ضوء منهجية جديدة تستند الى عدم سكون السلاسل عمليا ، ويتمكن الاقتصادي من تحديد الاتجاه العشوائي عن غير العشوائي ، والتحويل اللوغاريتمي يعد خطوة متصدرة لإزالة الاتجاه العام غير العشوائي.

ولإتباع هذا النهج لابد من التعرف على مفهوم استقرار (stationary) السلاسل الزمنية وتناظرها المتكامل (Cointegration). إذ لابد من اختبار استقرار السلاسل الزمنية المندرجة في دالة الطلب على الاستيرادات، ثم تطبيق مفهوم تناظر التكامل لدالة الطلب على الاستيرادات وتطبيق المنهج الذي يقود إلى آلية تصحيح الخطأ(Error Correction). حيث تعمل نماذج تصحيح الخطأ بتوفيق الصيغ الديناميكية طويلة الأجل مع الصيغ الديناميكية قصيرة الأجل. والصيغ الدالية (١) الخطية و (٢) اللوغاريتم- الخطي يمكن استخدامها بشكل مباشر في اختبار تناظر التكامل(Cointegeration) فإذا تحققت شروط تناظر التكامل فان النموذجين (١) و (٢) تولد تقديرات توازنية في الأجل الطويل وبالتالي يتم الحصول على تقديرات للمرونات بشكل مباشر من تلك النماذج.

وتتطلب ديناميكية تصحيح الخطأ وفق منهج Engle – Granger تطبيق مرحلتين:

تتلخص المرحلة الأولى بفحص السلاسل الزمنية للمتغيرات في دالة الطلب على الاستيرادات من جذور الوحدة. بمعنى فحص استقرارية المتغيرات.وطرق التحقق من الاستقرارية عديدة منها معلميه مثل اختبار ديكي فوللر (١٩٧٩ و ١٩٨١) ودكي –فوللر الموسع ،ومنها غير معلميه مثل اختبار فيلبس بيرون (١٩٨٦ و ١٩٨٨). والنموذج وفق فرضية العدم لاختبار ديكي – فوللر يتبع الصيغة التالية :

$$X_t = a + \delta\ X_{t-1} + \varepsilon_t$$

وعلى وفق الفرض البديل :

$$X_t = a + \theta\ (t - \frac{T}{2}) + \delta\ X_{t-1} + \varepsilon_t$$

([١١]) Harvey , A. C . " The Econometric Analysis of Time Series " , MIT Press , Cambridge , 1990 .

Xt : اللوغاريتم الطبيعي للسلسلة (في تطبيق صيغة اللوغاريتم الخطي).

ووفق فرضية العدم فان $\theta = 0$ و$\delta = 1$، T عدد المشاهدات.

أما اختبار ديكي فوللر الموسع (ADF) (يتم اعتماده على وجه الخصوص اذا كانت السلسلة تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي). فيعتمد على تقدير المعادلة التالية [*] .

$$\Delta X_t = a + \theta\, t + \gamma\ X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_i \Delta X_{t-1} + u_t$$

حيث ان: $\gamma = \delta - 1$

إذ يتم اختيار (p)مدة الإبطاء المثلى لتصحيح الارتباط الذاتي بين البواقي ، ووفق معايير مختلفة منها اكايك ((Akiak information(AIC) ،وشوارتز ((Schwartz Information(SC)، وهانن كوين ((Hannan–Quinn(H–Q)) وغيرها.

ففي حالة ($\gamma = \delta - 1$) المقدرة لا تختلف معنوياً من الصفر بمقارنتها مع القيم الحرجة التي حسبها فوللر (١٩٩٧) أو الجداول الموسعة والتي تم تلخيصها (Guikey & Schmidt 1989) ورمز لها بالرمز (τ)، فتكون السلسلة مستقرة أي متكاملة من الدرجة صفر I(0). كما يمكن استخدام الاختبار البديل فيلبس بيرون ((Phillips–person (PP)[**]، اذ يقوم بعملية تصحيح غير معلميه تسمح بنماذج أوسع مع عدم التجانس والارتباط الذاتي. وبذلك فان قدرة الاختبار له أفضل وأدق من اختبار (ADF) ، لاسيما مع محدودية حجم العينة. ومع التحقق من استقرار متغيرات النموذج عندها لا خوف من الانحدار الزائف ويستخدم النموذج لأغراض التقدير والتنبؤ أما إذا كانت جميع متغيرات النموذج الأصلية غير مستقرة عند المستوى(level) وتستقر عند الفرق الأول (first difference) فهي بذلك متكاملة من الدرجة الأولى I(1)، عندها يتم اختبار استقرارية بواقي العلاقة المقدرة بين المتغيرات لاختبار تناظر التكامل (Cointegration)[***] ومع تحققها نتمكن من الانتقال إلى المرحلة الثانية. غير ان هذه الطريقة محدودة لنماذج بمتغيرين فقط مع حجم كبير للعينة . ويمكن استعمال اختبار جوهانسون (Johansen) وخاصة في حال كون العلاقة تتضمن أكثر من متغيرين(كما هي بالنسبة لنموذج الدراسة) ، وجميع المتغيرات غير ساكنة ولها نفس درجة التكامل .

ومع تحقق تناظر التكامل (بمعنى ان البواقي للعلاقة لاتشمل اتجاه عام عشوائي) وعندها فان العلاقة تفسر بانها علاقة توازنية في الاجل الطويل.

---

* تكون الصيغة المعتمدة مع ثابت واتجاه، واخرى بدون ثابت، وثالثة بدون ثابت وبدون اتجاه، ويتم اعتماد النتيجة التي تثبت معنوية الثابت والاتجاه، او الاتجاه فقط، او بدون اي منهما، مع مراعاة معنوية المعلمة γ التي تحسم استقرارية السلسلة من عدم استقراريتها. وفي كل الاختبارات (DF) أو (ADF) أو (PP) وذلك لحساسية الاختبار لهذه المكونات.

(**) اختبار PP يقوم بعملية تصحيح غير معلميه لاحصاءة الاختبار ويسمح لمعالجة عدم التجانس والارتباط الذاتي المتولد بواسطة ARMA، بينما اختبار ADF يواجه مشكلة الارتباط الذاتي التسلسلي (AR) فقط وبذلك فان (PP) له قدرة اختبار أفضل من (ADF) لاسيما حجم العينة الصغير. ففي حالة تضارب نتائج الاختبارين فيفضل الاعتماد على نتائج اختبار (PP).

(***) التكامل المشترك يعرف بأنه تصاحب سلسلتين (أو أكثر) بحيث تؤدي التقلبات في لإلغاء التقلبات في السلسلة الأخرى.

المرحلة الثانية: آلية تصحيح الخطأ (Error correction Mechanism) واختصاراً تكتب ECM ، وتقوم نماذج تصحيح الخطأ بتوفيق الصيغ الديناميكية طويلة الأجل مع الصيغ الديناميكية قصيرة الأجل.
ويتم تقدير عدد معادلات التكامل المشترك وفق اختبار (JJ) Johansen – Juselius والذي يتميز بقدرته للكشف عن وجود تكامل مشترك وحيد. ويتم الاختبار باعتماد الإحصائيتين:
الأولى: اختبار الأثر (Trace test)
الثانية: اختبار أعظم قيمة كامنة (Maximum Eigen value) .
وكلاهما تعتمد نسبة الإمكان.

خصوصيات الاقتصاد العراقي:

١. أهمية عوائد النفط: إذ تشكل عوائد النفط المصدر الرئيسي للدخل في العراق. وبسبب تقلب أسعار النفط العالمية فان مستويات الدخل بدورها تكون غير مستقرة. فقد تراوحت نسبة الناتج المحلي النفطي بالأسعار الثابتة إلى الناتج المحلي الإجمالي خلال سنوات الدراسة بين (٩٦ %) عام ١٩٦٨ و (54 %) عام ٢٠٠2.

٢. أهمية الاستيرادات وعدم استقرارها: فالاستيرادات العراقية تشكل أهمية خاصة للاقتصاد العراقي. فقد ارتفعت قيمة الاستيرادات من السلع والخدمات لسنوات الدراسة من (144.9) م د عام ١٩٦٨ إلى (1835.256) م د عام ٢٠٠٢ بالأسعار الجارية.و بمعدل نمو سنوي متوسط ثابت قدره (18.6%) سنوياً.

٣. تقلب نسبة الاستيرادات إلى الناتج المحلي الإجمالي غير النفطي بالأسعار الثابتة من حد ادنى قدره (٠.٤٣ %) عام (2000) إلى حد أعلى قدره (89.9 %) عام (١٩٦٩).

٤. تقلب نسبة الاستيرادات إلى الناتج المحلي الإجمالي. إذ يوضح متوسط نسبة الاستيرادات إلى الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة خلال مدة الدراسة بـ (6.95 %) ويلاحظ عدم استقرار هذه النسبة وتقلبها بين حد أدنى يساوي (٠.٦٩ %) عام (١٩٩٨) وحد أعلى يقدر بـ (17.718 %) عام (١٩٨١).

٥. تقلب العوائد النفطية بصورة ملحوظة بين مدة إلى أخرى، فقد تقلبت الاستيرادات نسبة إلى الناتج المحلي النفطي بصورة أقل من تقلبها نسبة إلى الناتج المحلي غير النفطي.

تبين البيانات ان ارتباط الاستيرادات الكلية العراقية بالناتج المحلي النفطي أكثر من ارتباطها بالناتج المحلي. وعلية تم استعمال الناتج المحلي النفطي بالأسعار الثابتة في دالة الاستيراد كبديل عن الناتج المحلي. غير ان النتائج لم تكن ذات دلالة ملاءمة.

وعلى ضوء ما تقدم من استعراض لصياغة النموذج وتحديد المتغيرات لتقدير دالة الطلب على الاستيرادات، وبعد عدة محاولات تضمنت استخدام صيغ مختلفة، واستخدام بدائل مختلفة من المحددات، فقد أشارت النتائج إلى أفضلية الصيغة اللوغاريتمية كما وأفرزت النتائج اختبار المحددات التفسيرية (الأسعار

النسبية $(RP)(Y_3)$ $\left(\frac{CPM}{CPI}\right)$، الناتج المحلي الإجمالي $(GDP)(Y_2)$(*)، والإيرادات النفطية $(PR)(Y_4)$ فضلا عن المتغير الوهمي (D) الذي يمثل أثر أحداث الحرب والحصار للسنوات(1982−2002).

وقد أدى تقدير النموذج التوازني السكوني طويل الأجل بالحصول على المعادلة:

$$\ln M = 1.47 + 0.53\ln GDP - 0.389\ln RP - 0.7Dummy$$

$$Pvalue: (0.28) \quad (0.003)^{*} \quad (0.018)^{*} \quad (0.12)$$

$$\overline{R}^2 = 0.44 \quad , \quad F = 10.02^{**} \quad , \quad DW = 0.67$$

ويتبين من النتائج ان مرونة الطلب السكونية السعرية والدخلية معنوية وبإشارات جبرية متفقة مع النظرية الاقتصادية.

أما تقدير النموذج التوازني الديناميكي فقد أعطى النتائج التالية:

$$\ln M_t = -0.23 + 0.067\ln GDP_t - 0.157\ln RP_t - 0.537Dummy + 0.91\ln M_{t-1}$$

$$Pvalue: (0.77) \quad (0.55) \quad (0.11) \quad (0.04)^{*} \quad (0.00)^{**}$$

$$\overline{R}^2 = 0.81 \quad , \quad F = 37.3^{**} \quad , \quad DW = 1.95$$

وتؤكد النتائج إلى ان أثر الحرب والحصار معنوي وبتأثير عكسي. وان مرونة التعديل الجزئي معنوية وتشير إلى ان الاختلالات في مستوى الطلب على الاستيرادات يتم تصحيحها سنوياً بنسبة 91% وبذلك فان طول مدة التكييف تساوي (10). كما ان مرونات الطلب للأمد القصير السعرية والدخلية ذات إشارة جبرية متفقة والمنطق الاقتصادي. كما ان مرونات الطلب للأمد الطويل فهي تفوق مرونات الأمد القصير. فالمرونة السعرية (−1.74) وهي معنوية لمستوى دلالة أكثر من 10%، في حين المرونة الدخلية في المدى الطويل قليلة المرونة (0.74) وهي غير معنوية.

وغني عن التأكيد ان صحة هذه النتائج ترتبط بافتراض الاستقرار او سكون السلاسل الزمنية ، وعكسه تكون علاقات الانحدار زائفة وعديمة القيمة وخاصة عندما: $(R^2 \rangle DW)$[١٢].

تم استخدام البرنامج الجاهز Eviews 7 في الحصول على النتائج.

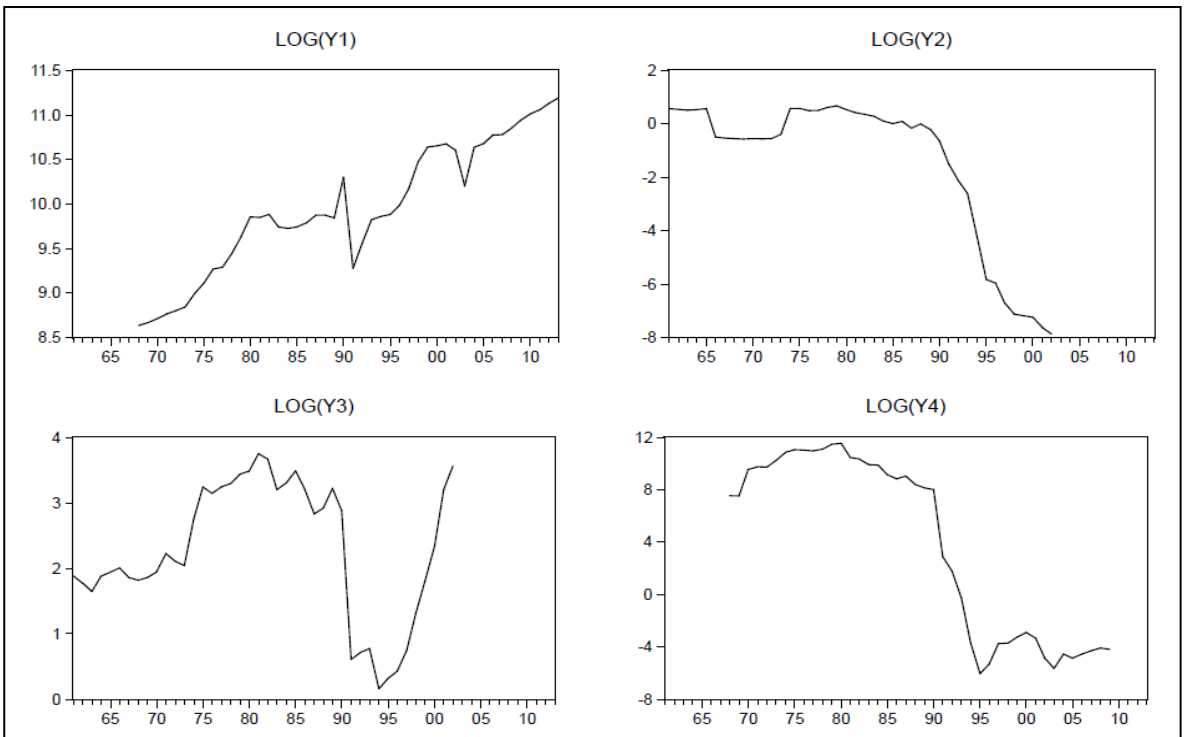
ولدراسة استقرار متغيرات الدراسة تم اعتماد شكل الانتشار في البدء ثم رسم (corrdegram) كاختبارات أولية ثم نشفعها بالاختبارات الإحصائية لجذور الوحدة.

بمتابعة شكل الانتشار لكل متغير من متغيرات الدراسة وجد ان المتغيرات غير مستقرة عند المستوى وكذلك غير مستقرة بعد اخذ اللوغاريتم الطبيعي لها. وكانت نتائج رسم (corrolegram) مؤيدة لذلك كما في الأشكال (1 , 2).

(*) تم استخدام الناتج المحلي النفطي بالأسعار الثابتة لعام (1988) كبديل عن الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي غير ان النتائج لم تثبت أهميتها. وكما أعيد استخدام متغير الناتج المحلي غير النفطي وبالأسعار الثابتة (1988) ، لكن تأثيره لم يكن معنوي.

(12) W.J.Granger & P.Newbold, " Spurious Regression in Econometrics " , Journal of Econometrics , vol.2, 1974, pp(111−120).

ولكنها استقرت عند الفرق الأول وبذلك فأنها متكاملة من الدرجة 1 ((1)I) كما موضحة في الأشكال (3 , 4)



الشكل (١)

رسم الانتشار لوغاريتم المتغيرات عند المستوى

المصدر: نتائج برنامج Eviews 7

$(Y_1):(GDP)$: الناتج المحلي الاجمالي باسعار 1988

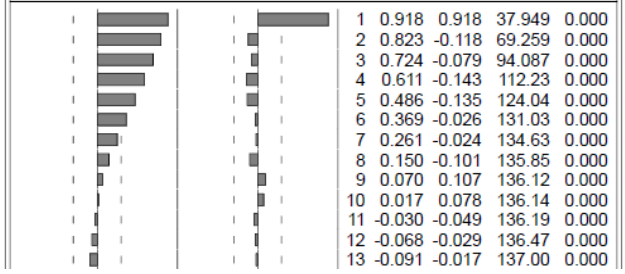
$(Y_2):(M)$: الاستيرادات الاجمالية الحقيقية باسعار 1988

$(Y_3):(RP)$: الاسعار النسبية $\left[\frac{\text{الرقم القياسي لأسعار الاستيرادات (1988=100)}}{\text{الرقم القياسي لأسعار الاستيرادات (1988=100)}}\right]$

$(Y_4):(PR)$: الإيرادات النفطية بأسعار 1988

Correlogram of LOG(Y2)

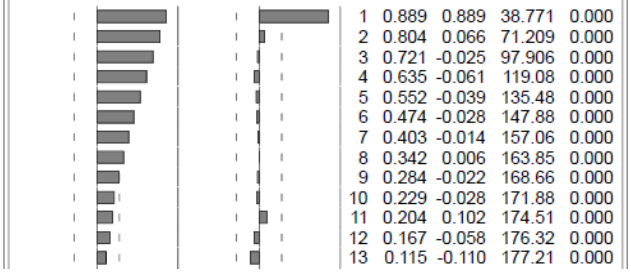
Date: 11/12/14 Time: 20:19
Sample: 1961 2013
Included observations: 42



	Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1				0.918	0.918	37.949	0.000
2				0.823	-0.118	69.259	0.000
3				0.724	-0.079	94.087	0.000
4				0.611	-0.143	112.23	0.000
5				0.486	-0.135	124.04	0.000
6				0.369	-0.026	131.03	0.000
7				0.261	-0.024	134.63	0.000
8				0.150	-0.101	135.85	0.000
9				0.070	0.107	136.12	0.000
10				0.017	0.078	136.14	0.000
11				-0.030	-0.049	136.19	0.000
12				-0.068	-0.029	136.47	0.000
13				-0.091	-0.017	137.00	0.000

Correlogram of LOG(Y1)

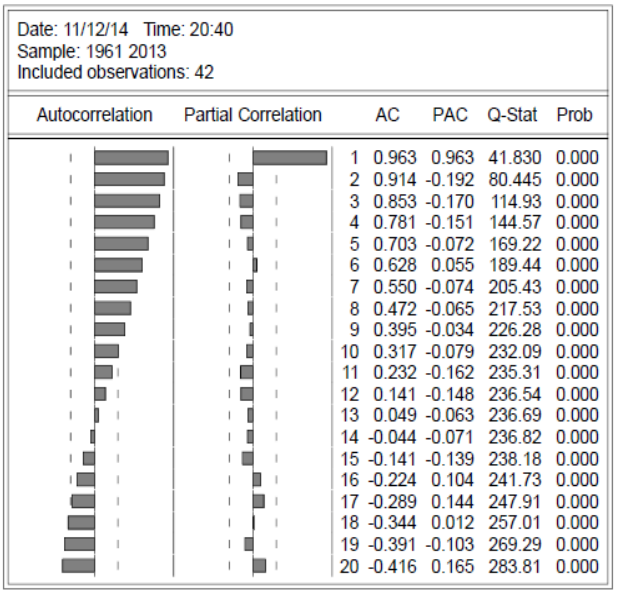
Date: 11/11/14 Time: 00:29
Sample: 1961 2013
Included observations: 46



	Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1				0.889	0.889	38.771	0.000
2				0.804	0.066	71.209	0.000
3				0.721	-0.025	97.906	0.000
4				0.635	-0.061	119.08	0.000
5				0.552	-0.039	135.48	0.000
6				0.474	-0.028	147.88	0.000
7				0.403	-0.014	157.06	0.000
8				0.342	0.006	163.85	0.000
9				0.284	-0.022	168.66	0.000
10				0.229	-0.028	171.88	0.000
11				0.204	0.102	174.51	0.000
12				0.167	-0.058	176.32	0.000
13				0.115	-0.110	177.21	0.000

Correlogram of LOG(Y4)

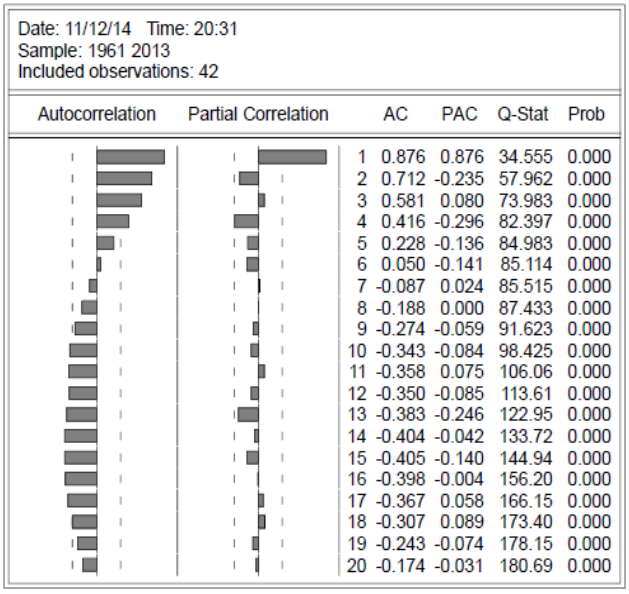
Date: 11/12/14 Time: 20:40
Sample: 1961 2013
Included observations: 42



	Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1				0.963	0.963	41.830	0.000
2				0.914	-0.192	80.445	0.000
3				0.853	-0.170	114.93	0.000
4				0.781	-0.151	144.57	0.000
5				0.703	-0.072	169.22	0.000
6				0.628	0.055	189.44	0.000
7				0.550	-0.074	205.43	0.000
8				0.472	-0.065	217.53	0.000
9				0.395	-0.034	226.28	0.000
10				0.317	-0.079	232.09	0.000
11				0.232	-0.162	235.31	0.000
12				0.141	-0.148	236.54	0.000
13				0.049	-0.063	236.69	0.000
14				-0.044	-0.071	236.82	0.000
15				-0.141	-0.139	238.18	0.000
16				-0.224	0.104	241.73	0.000
17				-0.289	0.144	247.91	0.000
18				-0.344	0.012	257.01	0.000
19				-0.391	-0.103	269.29	0.000
20				-0.416	0.165	283.81	0.000

Correlogram of LOG(Y3)

Date: 11/12/14 Time: 20:31
Sample: 1961 2013
Included observations: 42



	Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1				0.876	0.876	34.555	0.000
2				0.712	-0.235	57.962	0.000
3				0.581	0.080	73.983	0.000
4				0.416	-0.296	82.397	0.000
5				0.228	-0.136	84.983	0.000
6				0.050	-0.141	85.114	0.000
7				-0.087	0.024	85.515	0.000
8				-0.188	0.000	87.433	0.000
9				-0.274	-0.059	91.623	0.000
10				-0.343	-0.084	98.425	0.000
11				-0.358	0.075	106.06	0.000
12				-0.350	-0.085	113.61	0.000
13				-0.383	-0.246	122.95	0.000
14				-0.404	-0.042	133.72	0.000
15				-0.405	-0.140	144.94	0.000
16				-0.398	-0.004	156.20	0.000
17				-0.367	0.058	166.15	0.000
18				-0.307	0.089	173.40	0.000
19				-0.243	-0.074	178.15	0.000
20				-0.174	-0.031	180.69	0.000

الشكل (٢)

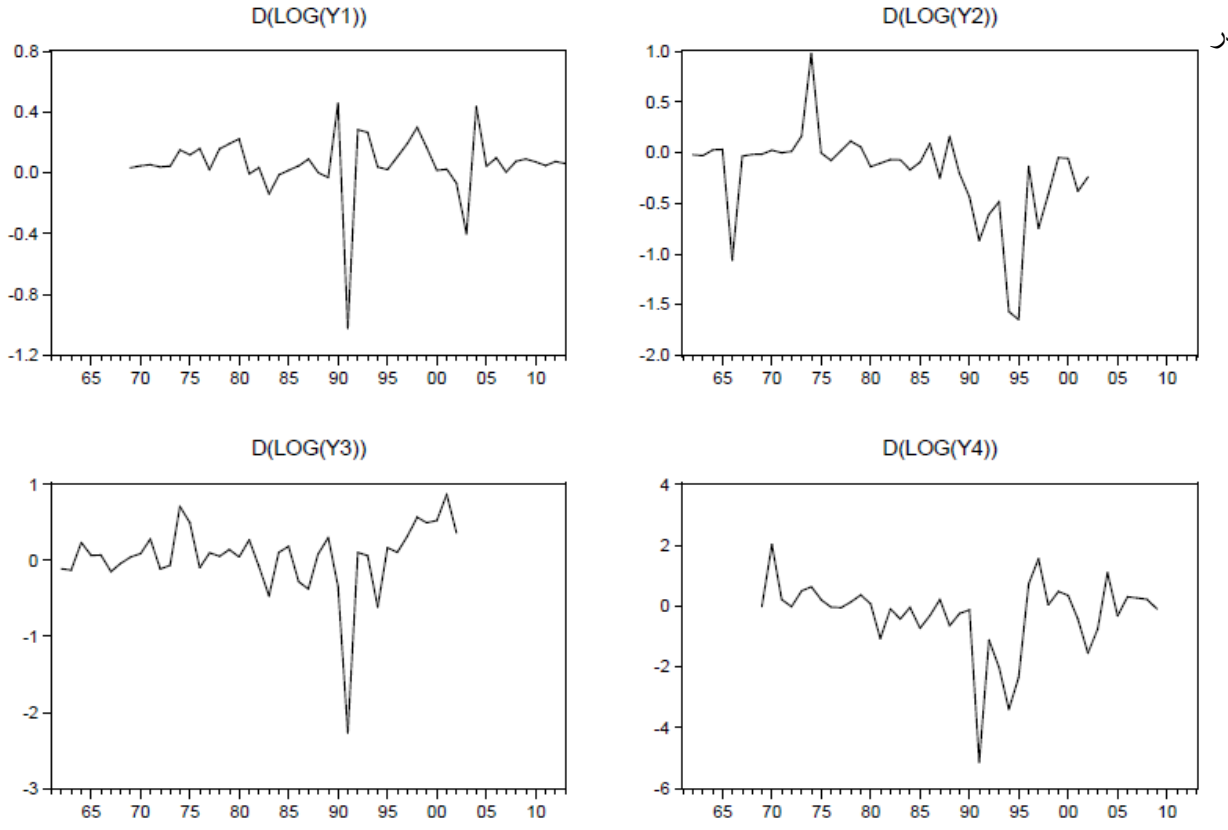
corrologramللوغاريتم المتغيرات عند المستوى

المصدر: نتائج برنامج Eviews 7

الشكل (٣)

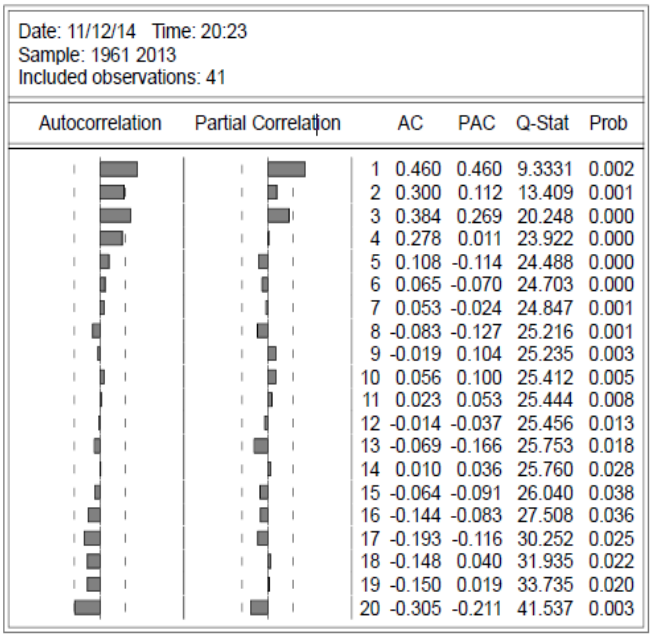
رسم الانتشار لوغاريتم المتغيرات بصيغة الفرق الأول

المصدر



Correlogram of D(LOG(Y2))

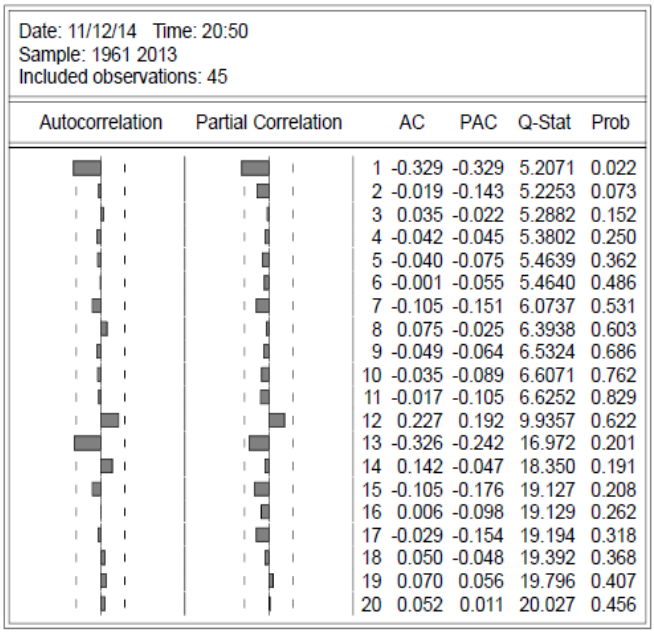
Date: 11/12/14 Time: 20:23
Sample: 1961 2013
Included observations: 41



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.460	0.460	9.3331	0.002
		2	0.300	0.112	13.409	0.001
		3	0.384	0.269	20.248	0.000
		4	0.278	0.011	23.922	0.000
		5	0.108	-0.114	24.488	0.000
		6	0.065	-0.070	24.703	0.000
		7	0.053	-0.024	24.847	0.001
		8	-0.083	-0.127	25.216	0.001
		9	-0.019	0.104	25.235	0.003
		10	0.056	0.100	25.412	0.005
		11	0.023	0.053	25.444	0.008
		12	-0.014	-0.037	25.456	0.013
		13	-0.069	-0.166	25.753	0.018
		14	0.010	0.036	25.760	0.028
		15	-0.064	-0.091	26.040	0.038
		16	-0.144	-0.083	27.508	0.036
		17	-0.193	-0.116	30.252	0.025
		18	-0.148	0.040	31.935	0.022
		19	-0.150	0.019	33.735	0.020
		20	-0.305	-0.211	41.537	0.003

Correlogram of D(LOG(Y1))

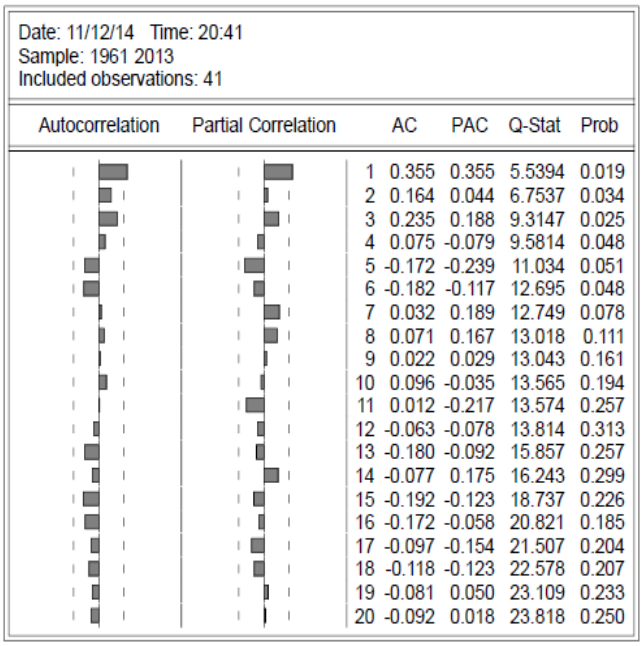
Date: 11/12/14 Time: 20:50
Sample: 1961 2013
Included observations: 45



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.329	-0.329	5.2071	0.022
		2	-0.019	-0.143	5.2253	0.073
		3	0.035	-0.022	5.2882	0.152
		4	-0.042	-0.045	5.3802	0.250
		5	-0.040	-0.075	5.4639	0.362
		6	-0.001	-0.055	5.4640	0.486
		7	-0.105	-0.151	6.0737	0.531
		8	0.075	-0.025	6.3938	0.603
		9	-0.049	-0.064	6.5324	0.686
		10	-0.035	-0.089	6.6071	0.762
		11	-0.017	-0.105	6.6252	0.829
		12	0.227	0.192	9.9357	0.622
		13	-0.326	-0.242	16.972	0.201
		14	0.142	-0.047	18.350	0.191
		15	-0.105	-0.176	19.127	0.208
		16	0.006	-0.098	19.129	0.262
		17	-0.029	-0.154	19.194	0.318
		18	0.050	-0.048	19.392	0.368
		19	0.070	0.056	19.796	0.407
		20	0.052	0.011	20.027	0.456

Correlogram of D(LOG(Y4))

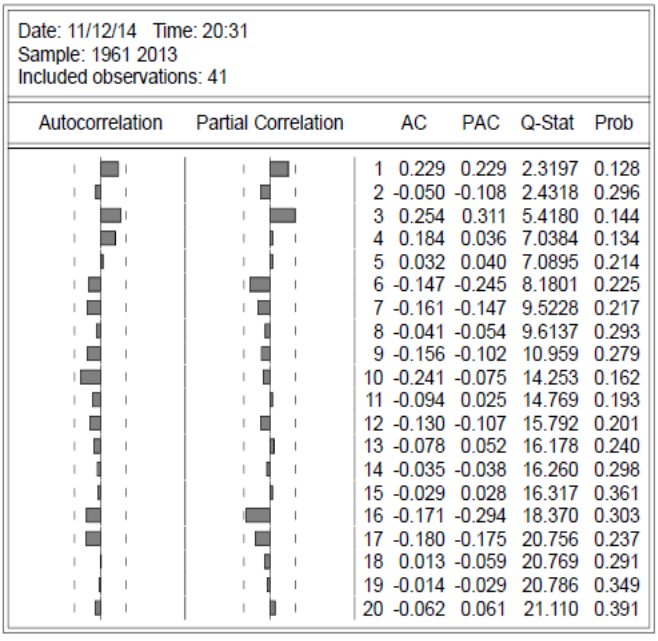
Date: 11/12/14 Time: 20:41
Sample: 1961 2013
Included observations: 41



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.355	0.355	5.5394	0.019
		2	0.164	0.044	6.7537	0.034
		3	0.235	0.188	9.3147	0.025
		4	0.075	-0.079	9.5814	0.048
		5	-0.172	-0.239	11.034	0.051
		6	-0.182	-0.117	12.695	0.048
		7	0.032	0.189	12.749	0.078
		8	0.071	0.167	13.018	0.111
		9	0.022	0.029	13.043	0.161
		10	0.096	-0.035	13.565	0.194
		11	0.012	-0.217	13.574	0.257
		12	-0.063	-0.078	13.814	0.313
		13	-0.180	-0.092	15.857	0.257
		14	-0.077	0.175	16.243	0.299
		15	-0.192	-0.123	18.737	0.226
		16	-0.172	-0.058	20.821	0.185
		17	-0.097	-0.154	21.507	0.204
		18	-0.118	-0.123	22.578	0.207
		19	-0.081	0.050	23.109	0.233
		20	-0.092	0.018	23.818	0.250

Correlogram of D(LOG(Y3))

Date: 11/12/14 Time: 20:31
Sample: 1961 2013
Included observations: 41



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.229	0.229	2.3197	0.128
		2	-0.050	-0.108	2.4318	0.296
		3	0.254	0.311	5.4180	0.144
		4	0.184	0.036	7.0384	0.134
		5	0.032	0.040	7.0895	0.214
		6	-0.147	-0.245	8.1801	0.225
		7	-0.161	-0.147	9.5228	0.217
		8	-0.041	-0.054	9.6137	0.293
		9	-0.156	-0.102	10.959	0.279
		10	-0.241	-0.075	14.253	0.162
		11	-0.094	0.025	14.769	0.193
		12	-0.130	-0.107	15.792	0.201
		13	-0.078	0.052	16.178	0.240
		14	-0.035	-0.038	16.260	0.298
		15	-0.029	0.028	16.317	0.361
		16	-0.171	-0.294	18.370	0.303
		17	-0.180	-0.175	20.756	0.237
		18	0.013	-0.059	20.769	0.291
		19	-0.014	-0.029	20.786	0.349
		20	-0.062	0.061	21.110	0.391

الشكل (٤)

Correlogram لوغاريتم المتغيرات بصيغة الفرق الأول

المصدر: نتائج برنامج Eviews 7

كما ان نتائج اختبار جذور الوحدة للمتغيرات بموجب ADF و PP موضحة في الجدولين (١ و ٢) تباعاً.

جدول (١)

اختبار جذر الوحدة لاستقراريه السلاسل الزمنية باستخدام ADF

السلسلة	المستوى		الفرق الاول	
	ثابت فقط	ثابت واتجاه	ثابت فقط	ثابت واتجاه
(LY2) L M	−0.51 (1)	−0.768 (1)	−3.757 (0)	−4.20 (0)**
(LY1) L GDP	−1.073 (0)	−3.432 (0)	−9.12 (0)**	−9.02 (0)**
(LY3) L RP	−1.23 (0)	−1.15 (0)	−4.84 (0)**	−4.799 (0)**
(LY4) L PR	−0.519 (1)	−2.425 (1)	−4.256 (0)**	−4.258 (0)**

المصدر: نتائج برنامج Eviews 7

(**) تعني معنوية لمستوى دلالة 1% ، (*) تعني معنوية لمستوى دلالة 5% (Mackinnon1995)

( ) : تمثل مدد الابطاء التي سجلها البرنامج وفق معيار (SIC) كحد اقصى (9) فترات.

جدول (٢)

اختبار جذر الوحدة لاستقرارية السلاسل الزمنية باستخدام Phillips−Perron (PP)

السلسلة	المستوى		الفرق الاول	
	ثابت فقط	ثابت واتجاه	ثابت فقط	ثابت واتجاه
(LY2) L M	0.92 (4)	−1.56 (4)	−3.76 (3)**	−4.24 (3)**
(LY1) L GDP	−0.86 (3)	−3.44 (3)	−9.48 (3)**	−9.37 (3)**
(LY3) L RP	−1.60 (3)	−1.544 (3)	−4.839 (3)**	−4.798 (3)**
(LY4) L PR	−0.958 (4)	−2.215 (4)	−4.286 (3)**	−4.30 (3)**

المصدر: نتائج برنامج Eviews 7

(**): تعني معنوية لمستوى دلالة 1% باستخدام جداول (Mackinnon1995)

( ): تمثل العدد الامثل لمدد الابطاء التسلسلي في اختبار (PP) وفق الاختبار الاتي (Newey−west) باستخدام (Bartlett kernel) .

يتضح ان نتائج الاختبارين متوافقة فهي تدلل على ان المتغيرات غير مستقرة عند المستوى وتستقر مع الفرق الاول أي انها متكاملة من الدرجة واحد I(1) .

اختبار التكامل المشترك: جوهانس – جوسيلس (Johansen – Juselius J–J):

وحيث ان نموذج الدراسة يحوي اكثر من متغيرين لذا تم اعتماد (Johansen – Juselius J–J) ويتميز هذا الاختبار على غيره بانه يكشف عن وجود تكامل مشترك وحيد. وتكون صيغة الاختبار (مع ثابت واتجاه او مع ثابت فقط).

وتؤكد نظرية التكامل المشترك الى امكانية توليد مزيج خطي يتصف بالاستقرار، من سلاسل زمنية غير مستقرة، ولكنها متكاملة من نفس الدرجة. كما ويعد اختبار التكامل المشترك دليلاً على صحة توصيف النموذج. غير ان النتائج لم تعزز أهمية متغير Y_4 ، لذا تم استبعاده من النموذج وكانت نتائج coinlegration باعتماد المتغيرات lnY_1 ، lnY_2 ، lnY_3 فقط، فقد أظهرت نتائج اختبار فترة إبطاء واحدة هي الأفضل كما موضحة في جدول (3).

جدول (٣)

اختبار مدة الإبطاء المثلى

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LOG(Y3) LOG(Y1) LOG(Y2)
Exogenous variables: C
Date: 12/15/14 Time: 10:53
Sample: 1961 2013
Included observations: 31

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-127.9285	NA	0.935606	8.447003	8.585776	8.492239
1	-11.10184	203.5046*	0.000895	1.490441	2.045533*	1.671387*
2	-2.454096	13.39005	0.000933	1.513167	2.484578	1.829823
3	9.278299	15.89550	0.000821*	1.336884*	2.724614	1.789249
4	15.36031	7.062986	0.001088	1.525141	3.329189	2.113216

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

المصدر: نتائج برنامج Eviews 7

ونتائج اختبار جوهانس – جوسيلس أكدت على وجود علاقة تناظر التكامل واحدة كما موضحة في جدول (4) مع وجود مقطع ثابت واتجاه خطي (linear trend) .

جدول (٤)

اختبار التكامل المشترك باستخدام طريقة جوهانس – جوسيلس

Date: 12/15/14 Time: 10:57
Sample (adjusted): 1970 2002
Included observations: 33 after adjustments
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
Series: LOG(Y3) LOG(Y1) LOG(Y2)
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.509200	42.36374	35.19275	0.0071
At most 1	0.334907	18.87701	20.26184	0.0766
At most 2	0.151429	5.418667	9.164546	0.2406

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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.509200	23.48673	22.29962	0.0340
At most 1	0.334907	13.45834	15.89210	0.1162
At most 2	0.151429	5.418667	9.164546	0.2406

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

المصدر: نتائج برنامج Eviews 7

أما علاقة تصحيح الخطأ تشير إلى ان معلمة التعديل في الاستيرادات (0.2729) وهي معنوية، وهذا يشير الى ان 27% من عدم التوازن في المدى القصير يتم تصحيحه على المدى الطويل.

أي ان الاستيرادات تصحح من اختلال قيمتها التوازنية المتبقية من كل فترة سابقة بنحو 27.29% ، وان نسبة التصحيح هذه تعكس سرعة تعديل منخفضة نحو التوازن، أي ان الاستيرادات تستغرق ما يقارب (3.7) سنة باتجاه قيمتها التوازنية بعد أثر أي صدمة في النموذج تجاه التغير في محدداتها (الدخل والأسعار النسبية)، بمعنى ان اختلال التوازن في الفترة الماضية لا يتم تصحيحها خلال السنة وذلك مرده إلى العقبات او ان السياسة التجارية منخفضة نحو الاستيرادات مما يجعلها تستغرق وقتاً للتعديل.

وبعد تجريب عدة بدائل ديناميكية، تم التوصل إلى التقدير الآتي.

$$\ln M_t = 0.03 + 0.15\ D\ln GDP_t + 0.46\ D\ln RP_t + 0.29\ Dummy - 0.17(EC_{-1})$$

$$Pvalue: (0.14) \quad (0.14) \quad (0.05)^{*} \quad (0.15) \quad (0.05)$$

$$\overline{R}^2 = 0.15 \quad , \quad F = 2.6^{*} \quad , \quad DW = 1.7$$

ان معلمة تصحيح الخطأ المتباطئ (EC−1) المقدرة من انحدار التكامل المشترك ذات إشارة سالبة ومعنوية وهذا بدوره يعد دليلاً على ان المتغيرات المضمنة في دالة الطلب على الاستيرادات الكلية متكاملة تكاملاً مشتركاً. كما يتضح ان مرونة الاستيرادات الديناميكية في الأجل القصير بالنسبة إلى الأسعار النسبية معنوية ولكنها مخالفة لإشارة المنطق الاقتصادي، وان مرونة الاستيرادات الديناميكية في الأجل القصير بالنسبة للناتج المحلي (0.15) وهي معنوية لمستوى دلالة أكثر من 1% .

وقد تم إيجاد المتجه للتكامل المشترك:

$$\ln M = -2.7 + 0.475\ D\ln GDP - 0.234\ D\ln RP - 1.7\ Dummy + 0.089\ t$$

$$Pvalue: (0.04) \quad (0.002)^{**} \quad (0.11) \quad (0.0013)^{**} \quad (0.002)^{**}$$

$$\overline{R}^2 = 0.58 \quad , \quad F = 12.9^{**}$$

ومن ذلك نستنتج ان مرونة الطلب على الاستيرادات الديناميكية بالنسبة للأسعار النسبية في الأجل الطويل (0.234) وهي معنوية باحتمال 11% ، في حين المرونة الدخلية للأمد الطويل (0.47) وهي معنوية.

وبإدخال المتغير الوهمي الذي يعالج فترة الحصار والحرب واستخدام متغير الناتج غير النفطي عوضاً عن الناتج الإجمالي. فأظهرت النتائج كما موضحة في جدول (5).

جدول (5)

Dependent Variable: LOG(Y1)
Method: Least Squares
Date: 01/15/15 Time: 10:43
Sample (adjusted): 1970 2002
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.178003	1.380764	-1.577389	0.1256
LOG(NG1)	0.581737	0.152937	3.803770	0.0007
LOG(Y3)	-0.097206	0.077218	-1.258846	0.2181
DUMMY2	-2.329620	0.482284	-4.830386	0.0000

R-squared	0.657084	Mean dependent var	2.404800
Adjusted R-squared	0.621610	S.D. dependent var	1.144244
S.E. of regression	0.703863	Akaike info criterion	2.248748
Sum squared resid	14.36729	Schwarz criterion	2.430143
Log likelihood	-33.10434	Hannan-Quinn criter.	2.309782
F-statistic	18.52294	Durbin-Watson stat	1.066872
Prob(F-statistic)	0.000001		

المصدر: نتائج برنامج Eviews 7

إذ تشير نتائج الجدول (5) إلى معنوية المتغير الوهمي، ومعنوية المرونة الدخلية. أما المرونة السعرية فهي بإشارة صحيحة ولكنها غير معنوية. كما ان $\overline{R}^2$ و F معنوية ومقبولة إحصائياً.

في حين مرونات الأمد القصير السعرية معنوية كما موضحة في الجدول (6)، وكذلك حد تصحيح الخطأ بإشارة سالبة ومعنوية، ويشير إلى ان 49% من عدم التوازن في المدى القصير يتم تصحيحه في المدى الطويل.

جدول (6)

Dependent Variable: D(LOG(Y1))
Method: Least Squares
Date: 01/15/15 Time: 10:45
Sample (adjusted): 1971 2002
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.057767	0.097331	0.593512	0.5578
D(LOG(NG1))	0.018261	0.139029	0.131346	0.8965
D(LOG(Y3))	0.755227	0.239869	3.148499	0.0040
E5(-1)	-0.492004	0.127692	-3.853054	0.0007
DUMMY2	0.343954	0.204475	1.682135	0.1041

R-squared	0.470456	Mean dependent var	0.050593
Adjusted R-squared	0.392005	S.D. dependent var	0.538575
S.E. of regression	0.419949	Akaike info criterion	1.245234
Sum squared resid	4.761645	Schwarz criterion	1.474256
Log likelihood	-14.92375	Hannan-Quinn criter.	1.321148
F-statistic	5.996809	Durbin-Watson stat	1.217642
Prob(F-statistic)	0.001377		

المصدر: نتائج برنامج Eviews 7

ان اختبارات التوصيف للنموذج تشير إلى ان النموذج خالي من مشكلة الارتباط الذاتي وان البواقي للعلاقة متجانسة بموجب اختبار LM و White على التوالي.

$F-statistic=1.36$ بموجب اختبار بروش كودفري $BG=3.13 \langle \chi^2_{c(2)}$

الاستنتاجات:

تم تقدير معادلة الطلب على الاستيرادات للعراق باستخدام بيانات السلاسل الزمنية للسنوات (1968–2002)، العديد من الصيغ تم اختيارها وتحليلها بشكل متأني للتقدير فقد تفحصت صفات السلاسل الزمنية للمتغيرات، ووجود علاقات المدى الطويل فيما بين المتغيرات. وتم التوصل الى التوصل الى ان المتغيرات غير مستقرة في المستوى، وقد تأكدت وجود علاقات التكامل المشترك. كما ان اختيار الصيغ الدالية تم استكشافها بالتفصيل فقد تم التأكيد على ان الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة قد تفوقت على الصيغة الخطية، وقد قدرت مرونة الطلب الدخلية التوازنية للاستيرادات بـ (0.53) والسعرية قدرت بـ (0.389).

في حين المرونة الدخلية غير التوازنية للطلب على الاستيرادات في الأجل القصير (0.067) والسعرية (0.157) في حين ان المرونة الدخلية غير التوازنية للطلب على الاستيرادات في الأمد الطويل (0.74) والسعرية (1.74) .

وأكدت النتائج التجريبية بان الأسعار النسبية والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي مؤثرة على دالة الطلب على الاستيرادات.

وتم التأكيد على ان الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة قد تفوقت إلى الصيغة الخطية.

وختاماً فان النتائج أكدت الحاجة لتضمين الهيكل الحركي في دالة الطلب على الاستيرادات من اجل عكس سلوك التعديل وعليه فان متوسط مدة الإبطاء وجد بأنها متوسطة.

كما ان الطلب على الاستيرادات يتمتع بمرونات قليلة في المدى القصير وتصبح كثيرة المرونة في المدى الطويل لكل من الدخل والأسعار النسبية.

ان النتائج التي تم التوصل إليها لاتشكل حيوداً، بل هي منسجمة مع طبيعة الهيكل الاقتصادي للقطر والذي تم عرضه في متن البحث.

المصادر :

1. Clark, P . B . " The Effect of Recent Exchange Rate Changes on the U.s. Trade Balance " in P . B . C lark , et.al . (ed.) " The Effect of Exchange Rate Adjustments " ,Washington ; U.s. Treasury ,1977

2. Cave R .E.& Jones R . W . "World Trade & Payments : An Introduction ." Boston, Little Brown & Co. ,1994

3. Granger, W.J. & Newbold, P., " Spurious Regression in Econometrics" , Journal of Econometrics , vol.2, 1974.

4. Goldstein & Khan ."Large Versus Small Prices Changes & The Demand For Imports ' " , IMF Staff Papers , no.3 ,1976.

5. Goldstein, M.& Khan, M.S, " The Supply and Demand for Imports; A Simultaneous Approach , The Review of Economics & Statistics, vol.67, 1980.

6. Harvey , A. C . " The Econometric Analysis of Time Series " , MIT Press , Cambridge , 1990 .

7. Khan, M. & Knight, M.D. , " Import Compression and Export Performance in Countries D,eveloping " , The Review of Economics & Statistics, , vol.70 , no.2 , 1988.

8. Khan, M.S. & . Ross, K.Z, " Cyclical and Secular Income Elasticities of the Demand of Imports ", Review of Economics and Statistics, vol.57 , no.3 , 1975.

9. Mohamed ,A. E. _Ahmed " An Econometric Model of the Sudan ", Unpublished Ph.D. Thesis , University of Exeter , U.K. 1979.

10. Mohammed, y.H. & Al-Sakka , M.I.T., " Demand for Imports in the GCC "Paper 9901,Kuwait University.

11. Penstock & Minford , "A Quarterly Econometric Model of Trade and prices", in N.parkin & G.zis (Eds) ," Inflation in open economies ",Manchester university press, 1976.

12. Sehadji ,A. " Time Series Estimation of Structural Import Demand Equations : A Cross – Country Analysis ." IMF Working Papers ,1997

الملاحق:

جدول (7)

السنة	الناتج المحلي الاجمالي باسعار 1988	الاسعار النسبية	الاستيرادات الحقيقية	الايرادات النفطية	معدل النمو السنوي للاستيرادات	نسب الاستيرادات/ الناتج المحلي الاجمالي	نسب الاستيرادات/ الناتج المحلي غير النفطي	نسب الناتج الناتج المحلي النفطي/ المحلي الاجمالي
1968	5616.2	0.574891	6.147176	1868.376	0.081	0.026	0.845	0.969
1969	5798.4	0.56414	6.407031	1836.279	0.159	0.027	0.899	0.969
1970	6061.9	0.575481	6.978201	13784.21	0.364	0.029	0.099	0.699
1971	6387.7	0.572324	9.237402	17139.67	-0.052	0.039	0.129	0.699
1972	6626.3	0.577704	8.242028	16832.82	0.152	0.035	0.192	0.816
1973	6919.1	0.677919	7.713755	27586.81	1.590	0.039	0.132	0.704
1974	8034	1.792375	15.66517	51564.38	0.778	0.087	0.261	0.666
1975	9037.5	1.784674	25.58869	63550.83	-0.075	0.138	0.403	0.658
1976	10589.7	1.645932	23.24271	60959.69	0.204	0.109	0.330	0.671
1977	10790.9	1.669481	25.60235	57614.69	0.168	0.128	0.379	0.661
1978	12631.5	1.863363	26.99065	65786.86	0.324	0.128	1.116	0.885
1979	15267.6	1.96641	31.10481	94965.7	0.199	0.140	0.401	0.650
1980	19046.9	1.708423	32.50569	102042.9	0.303	0.135	0.410	0.671
1981	18908.1	1.532164	42.62214	34805.66	-0.054	0.177	0.486	0.635
1982	19557.4	1.425795	39.26394	31294.49	-0.348	0.162	0.439	0.631
1983	17000.6	1.322835	24.55714	20316.12	0.009	0.121	0.314	0.613
1984	16748.1	1.113869	27.26999	19400.74	0.138	0.124	0.317	0.609
1985	16991.6	1.012605	32.75657	9362.051	-0.165	0.139	0.365	0.618
1986	17781.3	1.105118	24.74593	6782.704	-0.394	0.111	0.295	0.623
1987	19435.9	0.856796	16.96742	8388.33	0.547	0.062	0.176	0.649
1988	19432.2	1	18.527	4401.563	0.167	0.095	0.272	0.649
1989	18826.2	0.812794	25.02778	3415.442	-0.305	0.115	0.337	0.659
1990	29711.1	0.523573	17.80387	3006.204	-0.876	0.051	0.223	0.774
1991	10682	0.219312	1.839664	17.592	0.106	0.017	0.055	0.682
1992	14163.5	0.119109	2.039496	5.721841	1.013	0.015	0.134	0.892
1993	18453.6	0.073341	2.167274	0.754071	-0.334	0.022	0.407	0.945
1994	19164.9	0.015277	1.170614	0.025133	0.023	0.014	0.275	0.948
1995	19571.2	0.002939	1.379249	0.00239	-0.181	0.014	0.361	0.959
1996	21728.1	0.002558	1.533722	0.004938	-0.202	0.011	0.249	0.957
1997	26342.7	0.001208	2.107856	0.02333	0.338	0.007	0.092	0.924
1998	35525	0.000797	3.725422	0.024085	0.748	0.007	0.103	0.933
1999	41771.1	0.000756	6.09732	0.038808	0.669	0.010	0.359	0.971
2000	42358.6	0.000711	10.30566	0.054717	0.892	0.017	0.044	0.611
2001	43335.1	0.000485	24.5502	0.035551	0.345	0.031	0.077	0.592
2002	40344.9	0.000381	35.22564	0.007567		0.045	0.101	0.548

المصدر: من عمل الباحثين بالاعتماد على بيانات العينة

جدول (8)

متوسط معدل النمو لحقب السبعينات والثمانينات والتسعينات

السنة	معدل النمو للسبعينات	السنة	معدل النمو للثمانينات	السنة	معدل النمو للتسعينات
١٩٧٠	0.364	١٩٨٠	0.303	١٩٩٠	-0.876
١٩٧١	-0.052	١٩٨١	-0.054	١٩٩١	0.106
١٩٧٢	0.152	١٩٨٢	-0.348	١٩٩٢	1.013
١٩٧٣	1.590	١٩٨٣	0.009	١٩٩٣	-0.334
١٩٧٤	0.778	١٩٨٤	0.138	١٩٩٤	0.023
١٩٧٥	-0.075	١٩٨٥	-0.165	١٩٩٥	-0.181
١٩٧٦	0.204	١٩٨٦	-0.394	١٩٩٦	-0.202
١٩٧٧	0.168	١٩٨٧	0.547	١٩٩٧	0.338
١٩٧٨	0.324	١٩٨٨	0.167	١٩٩٨	0.748
١٩٧٩	0.199	١٩٨٩	-0.305	١٩٩٩	0.669
متوسط معدل النمو	0.365	**متوسط معدل النمو**	-0.010	**متوسط معدل النمو**	0.130

المصدر: من عمل الباحثين بالاعتماد على بيانات العينة